

Urbanisation, pauvreté et capacités : nouveaux défis des stratégies de développement ? Une approche spatio-temporelle au Burkina Faso

par

Jean-Pierre Lachaud, Professeur
Directeur du Centre d'économie du développement
Université Montesquieu-Bordeaux IV - France

Version révisée

Résumé

Au Burkina Faso, l'examen des conséquences de l'urbanisation en termes de pauvreté, fondé sur une approche spatio-temporelle, organisée en fonction, d'une part, des informations des enquêtes prioritaires – 1994-95 et 1998 –, et démographiques et de santé – 1992-93 et 1998-99 – et, d'autre part, de la division administrative selon les 30 provinces, conduit à formuler trois conclusions.

Premièrement, l'étude montre que le taux de croissance de l'incidence de la pauvreté urbaine régionale relative excède de 14 pour cent celui du taux d'urbanisation. Bien que les valeurs des élasticités diminuent avec l'élévation du coefficient d'aversion pour la pauvreté, elles demeurent supérieures à l'unité. A cet égard, la difficulté croissante d'accéder au marché du travail, la précarité accrue des emplois urbains et l'affaiblissement progressif de la mobilisation du capital social, pourraient expliquer l'augmentation absolue et relative des privations monétaires dans les villes.

Deuxièmement, en utilisant la mortalité des enfants comme exemple d'indicateur des capacités des ménages, la recherche met en évidence, corrélativement avec l'urbanisation, à la fois une progression du *niveau* de la survie des enfants, et une élévation de l'*inégalité* de la mortalité infantile et infanto-juvénile. Cette évolution, cohérente avec l'augmentation de l'inégalité des dépenses monétaires en milieu urbain, illustre, indirectement, l'impuissance des pouvoirs publics à contrebalancer l'insuffisante mobilisation des actifs par le marché ou les institutions sociales, par le développement de l'accès aux infrastructures sociales et l'instauration de filets sociaux de sécurité.

Troisièmement, bien que le Burkina Faso demeure un pays largement rural – en 2030, un tiers de la population est susceptible d'être urbanisée –, les tendances précédentes, si elles étaient confirmées – y compris dans d'autres pays en développement –, pourraient signifier, qu'à long terme, la réallocation sectorielle de la pauvreté, inhérente aux changements structurels et aux mouvements de population qui l'accompagnent, constitue de nouveaux défis des stratégies de développement.

Abstract : Urbanization, Poverty and Capabilities: New challenges of Strategies of Development? A Spatial-Time-Series Approach in Burkina Faso

In Burkina Faso, the analysis of the consequences of the urbanization in terms of poverty, based on a spatio-time-series approach, organized in function, on the one hand, information of the household surveys – 1994-95 and 1998 –, and the demographic and health surveys – 1992-93 and 1998-99 – and, on the other hand, the administrative division according to 30 provinces, allows to formulate three conclusions.

Firstly, the study shows that the growth rate of the incidence of relative regional urban poverty is higher 14 percent than that of the rate of urbanization. Although the values of elasticities decrease with the rise in the coefficient of aversion for poverty, they remain higher than the unit. In this respect, the increasing difficulty of the labour market access, the increased precariousness of urban employment and the progressive weakening of the mobilization of the social capital, could explain the absolute and relative increase of monetary deprivations in the cities.

Secondly, by using the child mortality as example of households capabilities indicator, research highlights, correlatively with the urbanization, at the same time a progression of the *level* of the child survival, and a rise in the *inequality* of the infant and child mortality. This evolution, coherent with the increase in the inequality of the monetary expenditure in urban environment, illustrates, indirectly, the incapacity of the authorities to counterbalance the insufficient mobilization of the assets by the market or the social institutions, by the development of the access to the social infrastructures and the introduction of safety social nets.

Thirdly, although Burkina Faso remains a largely rural country – in 2030, a third of the population is likely to be urbanized –, the preceding tendencies, if they were confirmed – including in others developing countries –, could mean that, in the long run, sectoral reallocation of poverty, inherent in the structural changes and with the shifts in population which accompany it, constitutes new challenges of the strategies of development.

Mots-clés : pauvreté urbaine ; pauvreté rurale ; urbanisation ; capacités ; inégalité de la mortalités des enfants

JEL classification : I12 ; I32 ; O15 ; O18

Sommaire

1.	Introduction	1
2.	Le contexte	2
1.	<i>Stabilité et changements structurels de la pauvreté et de l'inégalité</i>	2
2.	<i>Persistance et inégalité de la mortalité des enfants</i>	4
3.	Urbanisation et pauvreté monétaire	5
1.	<i>Concepts et méthode</i>	5
A.	Les sources statistiques : les enquêtes prioritaires	5
B.	Modélisation et options économétriques	6
2.	<i>Urbanisation de la pauvreté monétaire ?</i>	9
A.	Les enseignements de l'analyse économétrique et l'ampleur des élasticités	9
B.	Eléments d'explication de l'urbanisation de la pauvreté	12
4.	Urbanisation et capacités	14
1.	<i>Concepts et méthode</i>	14
A.	Les sources statistiques : les enquêtes démographiques et de santé	14
B.	Capacités et inégalités : la mortalité des enfants	15
C.	Les options économétriques	17
2.	<i>Urbanisation, capacités et inégalité</i>	18
A.	Urbanisation et survie des enfants	18
B.	Urbanisation et inégalité de la mortalité des enfants	21
5.	Conclusion	22
	Références bibliographiques	23
	Annexes	25

1. Introduction

Au cours des cinquante dernières années, l'analyse de la croissance économique et des changements inhérents à la distribution des revenus, relative aux pays en développement, a accordé un rôle particulier aux transferts de population du secteur rural – « traditionnel » – vers le secteur urbain – « moderne »¹, tout en suggérant que ces transformations structurelles étaient susceptibles d'avoir des implications sociales très contrastées. Par exemple, le « processus de Kuznets », indiquant que, sous certaines conditions, les migrations des zones rurales vers le milieu urbain peuvent être plus importantes pour réduire la pauvreté que la croissance rurale², a été contesté au niveau théorique, les changements structurels étant plutôt propices à un accroissement de l'inégalité inter et intra-sectorielle à long terme³. De même, au cours des années récentes, des études empiriques ont montré, soit l'existence d'une stabilité de l'inégalité des revenus⁴, soit l'importance de la composition sectorielle de la croissance en matière de réduction de la pauvreté⁵.

Quoiqu'il en soit, les interactions entre la pauvreté et l'urbanisation ont été peu explicitées, en partie, à cause de la prédominance de la population rurale. Ainsi, le modèle de croissance de Lewis a été silencieux quant à la distribution des gains au sein du secteur industriel⁶, la littérature sur le développement agricole a peu exploré la relation entre la pauvreté et la migration – Schultz fondant son modèle sur un secteur rural pauvre et un secteur industriel urbain riche⁷ –, et l'analyse des migrations a surtout été consacrée à l'explication du chômage urbain ou au financement des mouvements de main-d'oeuvre⁸. Or, aujourd'hui, l'urbanisation est une tendance démographique majeure des pays en développement. Selon les Nations unies, le taux de croissance annuel moyen de la population urbaine des pays en développement a été de 3,0 pour cent entre 1950 et 2000, et est estimé à 2,4 pour cent au cours de la période 2000-2030 – 0,2 pour cent pour la population rurale⁹. Bien que le processus d'urbanisation soit moins avancé dans les régions en développement, comparativement aux pays industrialisés, les estimations des Nations unies indiquent que, dans les premières, la proportion de la population vivant dans les agglomérations passera de 40,0 pour cent en 2000 à 56,0 pour cent en 2030¹⁰. A cet égard, l'Afrique et l'Asie demeurent les régions les moins urbanisées, et, par conséquent, auront les taux de croissance de la population urbaine les plus élevés au cours des prochaines années. Ainsi, en Afrique, la part de la population urbaine est estimée à 52,9 pour cent en 2030, contre 37,2 pour cent en 2000¹¹.

Dans ce contexte, il importe d'examiner dans quelle mesure les transferts inter-sectoriels de population s'accompagnent de changements quant à la localisation de la pauvreté. A cet égard, quelques études préliminaires semblent mettre en évidence une croissance de la pauvreté absolue et relative urbaine. Par exemple, à l'aide de données relatives aux années 1980-90 concernant quatorze pays en développement, Haddad, Ruel et Garrett constatent que, pour la majorité des pays de l'échantillon, la pauvreté et la malnutrition dans les villes ont crû à un taux qui excède les changements qui prévalent dans les zones rurales, ce qui signifie que la proportion des pauvres et des mal nourris résidant en milieu urbain est croissante¹². Naylor et Falcon montrent qu'en Asie la baisse de la pauvreté rurale – écart entre l'incidence des années 1970 et celle des années 1990 – est, en moyenne, beaucoup plus forte que le déclin des taux au sein des zones urbaines. Le rapport entre les variations des taux de pauvreté rurale et les changements des taux de pauvreté urbaine est de l'ordre de deux¹³. Plus récemment, une étude de Ravallion, fondée sur une estimation économétrique en coupe transversale,

¹ Le modèle de Lewis en 1954 a probablement été le plus réputé sur cette question. Lewis [1954]. En outre, l'analyse du « chômage déguisé » a été à l'origine d'une importante littérature théorique et empirique.

² Anand, Kanbur [1985].

³ Adelman, Robinson [1989]. Dans des modèles relativement élaborés, l'existence d'un « turning point » n'est pas garantie.

⁴ Par exemple, Li, Squire, Zou [1998].

⁵ Ravallion, Datt [1996].

⁶ Lewis [1954].

⁷ Schultz [1964].

⁸ Harris, Todaro [1970], Stark [1991].

⁹ UN Population Division [2002]. Entre 1950 et 2000, le taux de croissance annuel de la population urbaine des pays développés n'a été que de 0,5 pour cent.

¹⁰ Le taux d'urbanisation pour les pays industrialisés passerait de 75,0 à 84,0 pour cent entre 2000 et 2030.

¹¹ UN Population Division [2002]. Toutefois, l'évolution du Sida pourrait modifier ces perspectives.

¹² Haddad, Ruel et Garrett [1999]. Les données concernent des pays d'Asie, d'Afrique et d'Amérique latine, et la méthode consiste à comparer, pour chaque pays, la pauvreté et la malnutrition selon le milieu au cours d'une période limitée par deux enquêtes. En outre, les auteurs attirent l'attention sur la précarité des informations disponibles.

¹³ Naylor, Falcon [1995].

inhérente à 39 pays en développement, montre que les pauvres s'urbanisent à une vitesse qui est 26 pour cent plus rapide que celle de la population¹⁴.

La présente étude s'inscrit dans cette perspective, et tente d'explorer les conséquences en termes de pauvreté de l'urbanisation au Burkina Faso. Certes, dans ce pays sahélien, la proportion de la population vivant dans les villes est encore réduite – 16,5 pour cent en 2000¹⁵ –, et demeure en dessous de la moyenne de celle de l'Afrique de l'Ouest – 39,3 pour cent en 2000. Néanmoins, selon les estimations des Nations unies, le taux d'urbanisation devrait quasiment doubler en 2030, et s'élever à 32,3 pour cent¹⁶. Par ailleurs, les informations relatives aux enquêtes prioritaires de 1994-95 et 1998 montrent un accroissement sensible de la pauvreté urbaine, corrélativement à une stagnation de la pauvreté rurale. Dans ce contexte, la recherche propose d'explorer deux options analytiques. Premièrement, elle tente d'appréhender la relation entre l'urbanisation et la pauvreté urbaine régionale *relative* – ratio de la pauvreté urbaine et de la pauvreté totale régionales –, en fondant l'investigation sur des données spatio-temporelles, les provinces et les dates des enquêtes prioritaires et démographiques et de santé constituant, respectivement, les groupes et les périodes. Deuxièmement, la pauvreté est appréhendée en termes monétaires et selon les capacités, la survie des enfants étant utilisée comme exemple d'indicateur de ces dernières¹⁷. Après une brève présentation du contexte burkinabè – deuxième partie –, ces deux directions de recherche sont explorées, respectivement, dans les troisième et quatrième parties.

2. Le contexte

1. Stabilité et changements structurels de la pauvreté et de l'inégalité¹⁸

Le Burkina Faso est l'un des pays en développement les moins avancés, le produit national brut par habitant s'élevant à environ 240 dollars en 1999 – 898 dollars internationaux¹⁹. L'histoire²⁰ et la géographie²¹ expliquent, en grande partie, les attermoissements du processus de transition économique de ce pays, encore largement axé autour de trois principaux éléments : courant important d'émigration vers les pays voisins permettant de contenir une croissance démographique rapide, tout en assurant au pays des ressources financières importantes²² ; exportations de bétail vers les pays de la région, et ; développement des cultures de rente – notamment, coton et arachide – et vivrières.

La mise en place des programmes d'ajustement structurel à partir du début des années 1990 semble avoir contribué à réduire les déséquilibres internes et externes, et à dynamiser le potentiel productif. Ainsi, compte tenu de la croissance de 5,8 pour cent en 1999, le produit intérieur brut a augmenté de 5 pour cent en moyenne entre 1994 et 1999, contre 3 pour cent au cours de la période 1980-93²³. Sans aucun doute, à la fin des années 1990, les effets de la dévaluation semblent maîtrisés, tandis que l'agriculture – notamment les produits d'exportation non traditionnels – et l'élevage ont retrouvé un certain dynamisme. Néanmoins, des événements survenus à la fin des années 1990 – baisse de la production de coton et de céréales due à la sécheresse, augmentation du prix des produits pétroliers, diminution des envois de fonds et retour de nombreux ressortissants burkinabè – ont induit une moindre croissance du produit intérieur brut en 2000 – 2,2 pour cent –, une légère reprise de l'inflation – 6,7 pour cent au premier trimestre de 2001 – et une détérioration du déficit de la balance des paiements – 14,5 pour cent du produit intérieur brut²⁴.

En réalité, ce nouveau cheminement de l'économie burkinabè ne semble pas avoir fondamentalement modifié la dimension sociale du développement. Le Burkina Faso demeure un pays à très faible développement humain. En 1999, l'Indicateur de développement humain n'était que de 0,320 – ce qui correspondait à une espérance de vie à la naissance de 46,1 ans, à un taux d'alphabétisation des adultes de 23,0 pour cent et à un taux

¹⁴ Ravallion [2002]. L'approche avec des données longitudinales sur l'Inde semble indiquer une vitesse plus lente de l'urbanisation de la pauvreté.

¹⁵ Entre 1950 et 2000, le taux d'urbanisation au Burkina Faso est passé de 3,8 à 16,5 pour cent. UN Population Division [2002].

¹⁶ UN Population Division [2002].

¹⁷ Sen [1985], [1992].

¹⁸ Cette partie s'appuie sur Lachaud [2001a].

¹⁹ Banque mondiale [2001].

²⁰ Deux éléments peuvent être rappelés. D'une part, les hésitations et les négligences de la colonisation, et, d'autre part, l'instabilité politique au début des années 1960 et 1980.

²¹ En particulier, la précarité des ressources et leur dégradation.

²² Les événements récents de Côte d'Ivoire tendent à réduire l'impact des envois de fonds.

²³ Ministère de l'économie et des finances [2000].

²⁴ Ministère de l'économie et des finances-Fmi [2001b].

de scolarisation, tous niveaux confondus, de 19 pour cent²⁵ –, alors qu'en 1998 le taux de pauvreté humaine s'élevait à 55,7 pour cent²⁶. A cet égard, on note que le taux de mortalité infanto-juvénile a légèrement augmenté entre 1992-93 et 1998-99, passant de 212,5 à 214,5 pour mille²⁷. Par ailleurs, en 1998, l'incidence de la pauvreté parmi les ménages était de 34,5 pour cent pour l'ensemble du pays, ce qui correspond, sous certaines hypothèses, à 45,3 pour cent des individus²⁸.

Dans ce contexte, une analyse récente met en évidence deux caractéristiques majeures inhérentes à la dynamique de la pauvreté monétaire au Burkina Faso²⁹. En premier lieu, au cours de la période 1994-98, la pauvreté monétaire nationale a été probablement stabilisée – le ratio de pauvreté des ménages était de 34,6 et 34,5 pour cent, respectivement en 1994-95 et 1998, soit 44,5 et 45,3 pour cent des individus. Premièrement, il apparaît que les dépenses réelles des ménages per capita ont baissé de 3,9 pour cent – -4,9 pour cent en tenant compte de l'échelle d'équivalence – au cours des trois années séparant les deux enquêtes prioritaires. En fait, cette évolution globale, a priori paradoxale, peut être, en partie, expliquée par les divergences conceptuelles entre la comptabilité macro-économique et les enquêtes, et le processus des dépenses publiques favorisant l'investissement, et relativisée par l'hétérogénéité des changements – par exemple, les ressources réelles moyennes ont le plus diminué pour les salariés précaires, les zones urbaines et certaines régions défavorisées, et ont fortement augmenté pour les ménages gérés par une femme. Deuxièmement, les tests de dominance stochastique de deuxième ordre montrent l'absence de dominance des courbes en termes d'écarts de pauvreté normalisés, ce qui ne permet pas de classer les pauvretés inhérentes aux deux enquêtes sans ambiguïté, pour tous les indices appartenant à une classe donnée, et pour toutes les lignes de pauvreté équivalent au plus à 72 690 F.Cfa. Ce résultat prévaut également lorsqu'une échelle d'équivalence, prenant en compte le coût relatif des enfants et les économies d'échelle des ménages, est utilisée, et est renforcé par la considération de l'erreur type asymptotique et des tests d'inférence statistique. Ainsi, au Burkina Faso, l'hypothèse d'une stabilité de la pauvreté nationale entre 1994-95 et 1998 ne peut pas être rejetée au seuil de signification de 5 pour cent. Il est vrai que la période examinée est relativement courte.

En deuxième lieu, quelques changements structurels, qui pourraient ultérieurement se renforcer, semblent avoir prévalu. Premièrement, alors que la pauvreté rurale, dans son ensemble, est demeurée remarquablement stable au cours de la période, et explique toujours plus de 90 pour cent de la pauvreté nationale, des changements inter-régions tendent à générer une nouvelle carte de la pauvreté rurale. A cet égard, l'analyse statistique permet de distinguer trois groupes de régions : (i) la pauvreté est demeurée relativement stable dans trois régions où prédomine l'agriculture de rente, arachidière ou céréalière : l'Ouest, le Sud-Ouest et le Nord-Ouest ; (ii) un deuxième groupe englobe les régions – agriculture vivrière, élevage – où la pauvreté a significativement augmenté au cours de la période considérée : le Centre-Nord, le Centre et le Centre-Est ; (iii) le troisième groupe concerne quatre régions – agriculture vivrière, élevage – où la pauvreté a significativement diminué : le Nord, le Sahel, l'Est et le Centre-Ouest. Cette évolution de la pauvreté, cohérente avec l'évolution des dépenses, peut être appréhendée en mettant en évidence les gains et les pertes relatifs de pauvreté au sein des régions, par rapport au mouvement de la population entre ces dernières³⁰. Deuxièmement, bien que la majeure partie de la population réside en milieu rural, l'urbanisation croît assez rapidement. Dans ce contexte, l'étude montre une forte croissance de la pauvreté urbaine, que l'on peut caractériser comme suit : (i) toutes les mesures de la pauvreté ont augmenté en milieu urbain – par exemple, entre 1994-95 et 1998, le ratio de pauvreté urbaine est passé de 7,4 à 10,3 pour cent, ce qui correspond à une augmentation de 39,2 pour cent de cet indicateur, et la contribution de l'incidence de la pauvreté urbaine à la pauvreté nationale a été rehaussée de 4,2 pour cent en 1994-95 à 6,7 pour cent en 1998, ce qui est largement supérieur à la croissance de la population totale ; (ii) cette appréciation quant à l'urbanisation de la pauvreté semble assez robuste sur le plan statistique;

²⁵ Pnud [2001]. L'IDH était de 0,236, 0,263, 0,286, 0,294 et 0,301, respectivement, en 1975, 1980, 1985, 1990 et 1995.

²⁶ Pnud [2000b]. Le taux de pauvreté humaine se propose de prendre en compte les déficits dans trois domaines essentiels : longévité, instruction et conditions de vie.

²⁷ Lachaud [2001b].

²⁸ Selon l'enquête prioritaire de 1998, avec un seuil de pauvreté de 72 690 F.Cfa par habitant et par an. Cet aspect est examiné ci-après.

²⁹ Lachaud [2001a].

³⁰ Décomposition selon l'approche de Ravallion et Huppi : (i) s'agissant de la décomposition rural-urbain, on observe que les variations de la pauvreté au sein de chaque secteur contribuent à rehausser la pauvreté globale, alors que l'effet des changements de la localisation de la population a un impact inverse; (ii) la décomposition selon les régions permet d'observer que, quelle que soit la mesure de la pauvreté utilisée, le groupe des quatre régions où la pauvreté a décliné – Sahel, Est, Nord et Centre-Ouest –, contribue à la réduction de la pauvreté globale, tout comme la migration, alors que toutes les autres régions favorisent un rehaussement de la pauvreté nationale – en particulier le Centre-Est et la capitale, deux zones où la pauvreté a sensiblement augmenté.

(iii) la croissance de la pauvreté urbaine ne prévaut que pour les deux grandes villes : Ouagadougou et Bobo-Dioulasso – ratio de pauvreté de ces deux villes passant de 4,9 à 8,9 pour cent.

Parallèlement, l'analyse de l'inégalité des dépenses par tête renforce la véracité des tendances précédentes. En premier lieu, les indices de Gini et leur décomposition intra et inter-sectorielle selon le milieu appellent plusieurs observations. Premièrement, au niveau national, l'inégalité des dépenses par tête n'a pas changé entre 1994-95 et 1998, les indices de Gini pour les deux périodes étant, respectivement, de 0,537 et 0,538³¹. Deuxièmement, des disparités d'évolution prévalent selon le milieu : recul de l'inégalité des dépenses per capita dans le secteur rural, précisément là où la pauvreté a globalement stagné, et augmentation dans les villes où la privation monétaire – et non monétaire, selon certaines approches – s'est développée. En outre, pour chacune des périodes, l'essentiel de l'inégalité nationale est expliqué par les disparités au sein de chaque milieu – environ 90 pour cent de l'indice de Gini –, celles du secteur urbain étant légèrement plus élevées que celles qui prévalent en milieu rural. Troisièmement, ce différentiel d'évolution de l'inégalité des dépenses per capita a été associé à trois tendances : (i) une stabilité de l'inégalité inter-sectorielle – les disparités des dépenses par tête entre les secteurs rural et urbain n'expliquent que le quart de l'inégalité nationale, et cette part est demeurée relativement stable au cours de la période considérée ; (ii) la transition économique tend à renforcer les inégalités intra-groupes, en particulier dans le secteur urbain ; (iii) le fait que les indices de stratification soient négatifs pour les deux groupes implique que la disparité au sein de l'ordre des membres du groupe dans l'ensemble de la population est plus grande que la disparité pour leur propre groupe – les secteurs rural et urbain ne sont pas homogènes dans l'ensemble de la population, mais sont composés de différents groupes. En outre, un léger rehaussement de l'indice de stratification signifie que les milieux rural et urbain ont tendance à devenir moins homogènes³².

En deuxième lieu, de la décomposition de la variation de la pauvreté au cours de la période 1994-1998, en termes d'effets de croissance des dépenses et d'inégalité, émergent deux enseignements. Premièrement, l'élément le plus important à souligner est que, tant au niveau national que pour les différents milieux, la composante redistribution est négative. Cela signifie que les changements dans la distribution intervenus au Burkina Faso ont contribué à *réduire* la pauvreté, et que la quasi-stabilisation globale de la pauvreté entre 1994-95 et 1998 est due à la croissance négative des dépenses réelles par tête. En fait, en milieu urbain, la croissance des inégalités a plus que contrebalancé la réduction des dépenses réelles, alors que dans les zones rurales leur déclin a freiné la croissance de la pauvreté³³. Deuxièmement, l'analyse selon les centres urbains et les régions renforce les commentaires précédents : (i) dans les deux grandes agglomérations, la composante distribution est *positive*, et surpasse l'effet croissance ; (ii) dans les régions où la pauvreté a statistiquement et significativement diminué – Sahel, Est, Centre-Ouest et Nord –, les effets de l'inégalité ont largement surpassé les effets de croissance ; (iii) dans les régions où la pauvreté a statistiquement stagné, les effets de distribution et de croissance sont relativement équilibrés.

2. Persistance et inégalité de la mortalité des enfants

Une analyse récente, fondée sur les données des deux enquêtes démographiques et de santé – EDS – de 1992-93 et 1998-99, a permis de préciser l'ampleur et de l'évolution de la survie et de l'inégalité de la mortalité des enfants au niveau national³⁴.

En premier lieu, on observe une relative stabilité des taux de mortalité des enfants au cours des années 1990. En effet, entre 1992-93 et 1998-99, les taux de mortalité infantile et infanto-juvénile sont passés, respectivement, de 152,4 à 148,5 pour mille, et de 212,2 à 214,5 pour mille. Bien que cette évolution tende à montrer une diminution de la mortalité infantile et une augmentation de la mortalité infanto-juvénile, les écarts ne sont pas statistiquement significatifs. A cet égard, les rapports relatifs aux deux EDS confirment les informations précédentes. S'agissant de l'EDS de 1992-93, il est indiqué que, pendant la période la plus récente avant l'enquête – 0-4 ans –, 18,7 et 9,4 pour cent des enfants sont décédés avant d'atteindre, respectivement, leur cinquième anniversaire – mortalité infanto-juvénile – et leur premier anniversaire – mortalité infantile –,

³¹ Ce résultat est en accord avec la littérature économique tendant à montrer une relative stabilité de l'inégalité dans le temps, et explique probablement l'absence d'augmentation significative de la pauvreté des ménages dans le pays.

³² L'évolution de l'inégalité des dépenses per capita au sein des milieux rural et urbain a été hétérogène. En milieu urbain, c'est seulement dans les deux grandes agglomérations que l'inégalité a augmenté : +13,8 pour cent.

³³ Par ailleurs, le biais de croissance est positif au niveau de l'ensemble de l'économie et pour les différents milieux, ce qui peut être interprété comme la prévalence au Burkina Faso d'un processus de développement pro-pauvres, comparativement à une situation où la répartition est neutre.

³⁴ Lachaud [2002], chapitre 6. Les caractéristiques des EDS sont indiquées ci-après.

tandis que 10,3 pour cent des enfants ayant atteint leur premier anniversaire sont décédés avant l'âge de 5 ans – mortalité juvénile³⁵. Or, selon le rapport de synthèse de l'EDS de 1998-99, durant les cinq années ayant précédé l'enquête, les taux de mortalité infanto-juvénile, infantile et juvénile se sont élevés, respectivement, à 21,9, 10,5 et 12,7 pour cent³⁶. Sans aucun doute, cette évolution s'inscrit dans les tendances de la mortalité des enfants en Afrique au cours des années 1990. Mais, au Burkina Faso, cette dernière demeure sensiblement plus élevée que la moyenne sur le continent³⁷.

En deuxième lieu, les valeurs des indices de concentration spécifient l'inégalité de la mortalité des enfants. S'agissant de la mortalité infantile, l'indice de concentration est passé de -0,255 à -0,241 entre 1992-93 et 1998-99, et les valeurs du t – rapport entre l'indice et l'erreur type – sont statistiquement significatives à 5 pour cent – respectivement, -2,238 et -1,989³⁸. Par conséquent, au Burkina Faso, l'inégalité de la mortalité infantile a très légèrement décliné au cours des années 1990. Toutefois, cette appréciation doit être relativisée par le fait que la statistique η n'est pas significative. Cela signifie que l'hypothèse nulle – les différences des indices de concentration des deux échantillons, inhérents aux différentes années, sont statistiquement non significatives – ne peut être rejetée. Une appréciation quasi-identique peut être avancée en ce qui concerne la mortalité infanto-juvénile, les indices de concentration étant passés de -0,249 en 1992-93 à -0,242 en 1999-98 – les valeurs du t sont, respectivement, de -1,972 et de -1,851³⁹. De même, la statistique η n'est pas significative. On remarquera également que les indices de concentration ont des valeurs relativement proches, quel que soit le type de mortalité pris en compte. En d'autres termes, comme le laissait augurer la configuration des courbes de concentration, au Burkina Faso, l'inégalité de la mortalité infanto-juvénile n'est pas plus accentuée que l'inégalité de la mortalité infantile, une situation qui contraste avec d'autres pays en développement⁴⁰.

En troisième lieu, l'évolution de l'inégalité de la mortalité des enfants, appréhendée par l'indice de concentration, n'est pas nécessairement reliée à la dynamique du *niveau* de la mortalité des enfants, précédemment mise en évidence. Certes, cette observation doit être relativisée par le fait que les erreurs type sont seulement significatives pour la capitale, et que la statistique η n'est significative dans aucun cas. Quoiqu'il en soit, l'analyse révèle que l'inégalité de la mortalité infantile et infanto-juvénile a eu tendance à stagner dans trois zones – petites villes, et régions rurales du Nord et de l'Est –, et à baisser dans deux autres – zones rurales de l'Ouest et du Centre-Sud. Par contre, l'inégalité de la mortalité des enfants a eu tendance à croître dans la capitale, les indices de concentration – statistiquement significatifs – étant passés, entre 1992-93 et 1998-99, de -0,195 à -0,201 et de -0,197 à -0,202, respectivement, pour la mortalité infantile et infanto-juvénile. Ainsi, dans la capitale, la réduction du *niveau* de la mortalité des enfants s'est accompagnée d'une augmentation de l'inégalité de la mortalité⁴¹.

Ce contexte de la dynamique de la pauvreté, des inégalités et de la mortalité infantile doit être gardé à l'esprit lors de l'interprétation des résultats de l'analyse économétrique.

3. Urbanisation et pauvreté monétaire

1. Concepts et méthode

A. Les sources statistiques : les enquêtes prioritaires

L'analyse de la relation entre la pauvreté monétaire urbaine et le taux d'urbanisation s'appuie sur les bases de données des deux enquêtes nationales auprès des ménages, réalisées au cours des années 1990. Quelques informations inhérentes à ces outils d'investigation sont présentées.

³⁵ Institut national de la statistique et de la démographie [1994b]. Lorsque le nombre d'années précédant l'enquête passe à 5-9 et 10-14 ans, les taux de mortalité infanto-juvénile s'élèvent, respectivement, à 223,5 et 241,5 pour mille – 122,2 et 122,7 pour mille pour la mortalité infantile.

³⁶ Institut national de la statistique et de la démographie [2000].

³⁷ En Afrique subsaharienne, entre 1990 et 1999, la mortalité infantile est passée de 100 à 92 pour mille, tandis que la mortalité infanto-juvénile augmentait de 155 à 161 pour mille. Banque mondiale [2001].

³⁸ On fait référence à des indices de concentration calculés selon les groupes. Le tableau 4 présente des estimations fondées sur des données individuelles.

³⁹ Significatif à 10 pour cent.

⁴⁰ Wagstaff [2000] indique que, pour 10 pays en développement, les indices de concentration sont plus élevés pour la mortalité infanto-juvénile que pour la mortalité infantile. En fait, pour les deux pays d'Afrique – Côte d'Ivoire et Ghana –, les valeurs sont très proches – par exemple, -0,095 et -0,096 en Côte d'Ivoire, respectivement, pour la mortalité infantile et infanto-juvénile –, et les t ne sont pas significatifs en ce qui concerne la mortalité infantile.

⁴¹ On rappelle toutefois que la statistique η n'est pas significative.

Tout d'abord, l'étude met en oeuvre les bases de données de l'enquête prioritaire, réalisée par l'Institut national de la statistique et de la démographie du Burkina Faso, entre octobre 1994 et janvier 1995. Il s'agit d'une enquête nationale effectuée auprès de 8 700 ménages, ayant pour base de sondage – stratifié à deux degrés – l'enquête démographique de 1991. Les informations utilisées proviennent uniquement du questionnaire relatif aux ménages, ce dernier comprenant les informations suivantes : renseignements sur le chef de ménage, composition démographique du ménage, santé, éducation – 6 ans et plus –, emploi – principal, secondaire et précédent pour les personnes âgées de 10 ans et plus –, logement et confort, bétail et exploitation agricole, entreprises et activités non agricoles, accès aux services de base – école primaire et secondaire, centre de santé et marché –, dépenses, revenus et avoirs du ménage.

Parallèlement, la présente recherche mobilise les bases de données de la seconde enquête prioritaire, effectuée entre mai et août 1998 auprès de 8 478 ménages, et présentant les mêmes caractéristiques que la précédente.

Il est à remarquer que l'utilisation de ces deux investigations empiriques comporte quelques incertitudes statistiques et méthodologiques⁴². En effet, dans la mesure où l'appréhension de la dynamique de la pauvreté est fondée sur la comparaison de deux enquêtes successives, il importe d'examiner les risques d'un tel exercice⁴³. A cet égard, l'étude s'appuie sur les lignes de pauvreté élaborées par l'Institut national de la statistique et de la démographie, estimées selon la méthode du coût des besoins de base : 41 099 et 72 690 F.Cfa, respectivement, pour 1994-95 et 1998. En fait, bien que ces deux seuils de pauvreté soient censés traduire le même coût réel d'acquisition du même panier de biens définis en 1994, en pratique, quelques incertitudes pourraient prévaloir, notamment dans l'optique de l'analyse de la dynamique de la pauvreté. Tout d'abord, les données ayant été collectées à des périodes différentes – post-récolte en octobre-février 1994-95, et période de soudure en mai-août 1998 –, l'interférence des variations de la consommation et des prix affectent la solidité des comparaisons. Ensuite, la plus grande désagrégation des biens de consommation lors de la seconde enquête – 46 à 65 entre les deux enquêtes – pourrait induire une dépense agrégée des ménages supérieure, et introduire un biais de comparaison, sauf si l'analyse est centrée sur les aspects de la distribution du bien-être. Enfin, la part de la consommation non alimentaire n'a pas été estimée à l'aide d'une procédure économétrique, mais en appliquant un coefficient relatif à la part des dépenses non alimentaires des ménages les plus pauvres. Dans ces conditions, l'évaluation des dépenses de 1994-95 aux prix de 1998, en utilisant le déflateur des lignes de pauvreté, n'est pas sans risque. Ces contraintes méthodologiques devront être gardées à l'esprit lors des analyses proposées.

B. Modélisation et options économétriques

En fonction des informations précédentes, la modélisation et les options économétriques de la présente étude, visant à appréhender la relation entre la pauvreté urbaine relative et le taux d'urbanisation, sont fondées sur les éléments suivants.

Premièrement, dans la mesure où de nombreuses provinces n'englobent pas de villes, il a été décidé d'endogénéiser la localisation urbaine par rapport aux différentes régions à l'aide d'une équation de sélection, et de considérer le rapport inverse de Mills en tant que régresseur lors de la modélisation. Par conséquent, dans une première phase, une estimation Probit binaire permet d'appréhender la probabilité qu'une unité administrative donnée – province – comporte des agglomérations, en fonction des dotations relatives des différentes provinces en termes d'actifs des ménages et de l'inégalité des dépenses des familles – équation [1].

$$U_r^* = \eta_r + \nu G_r + \gamma A_r + \epsilon_r \quad [1]$$

où $r = 1, 2, \dots, 30$. En outre, U_r^* est une variable latente se référant à la présence de villes dans la province r , soit : (i) $U_r = 0$ si $U_r^* \leq 0$, et $U_r = 1$ si $U_r^* > 0$; (ii) ϵ_r normalement distribué : $\epsilon_r \sim N(0,1)$. La variable G_r représente l'indice d'inégalité de Gini des dépenses par tête pour la province r , tandis que A_r se réfère aux scores normalisés d'un ensemble d'actifs des ménages, obtenus à l'aide d'une analyse en composantes principales non linéaire⁴⁴. La relation [1] permet de générer le rapport inverse de Mills λ , utilisé comme régresseur lors de la modélisation.

⁴² Voir Lachaud [1997] pour la première enquête prioritaire, et Lachaud [2001a] pour la deuxième investigation statistique.

⁴³ Il est à remarquer que l'existence d'un plan de sondage comparable pour les deux enquêtes prioritaires facilite les comparaisons.

⁴⁴ Voir Lachaud [2002] pour une présentation de cette approche.

Deuxièmement, la disponibilité des deux enquêtes prioritaires permet de tenter une modélisation par rapport à des données de panel, organisées sur une base régionale – les provinces. Ainsi, pour les deux enquêtes, les informations relatives à la pauvreté, à l'urbanisation et à d'autres éléments inhérents aux ménages, ont été évaluées pour chacune des 30 provinces du Burkina Faso, correspondant au découpage administratif sous-jacent à l'enquête prioritaire de 1994-95. En effet, la désagrégation selon les 45 provinces, à partir desquelles l'investigation de 1998 a été effectuée, n'a pas été possible pour la première enquête prioritaire. Dans ces conditions, les 30 provinces constituent les groupes de l'analyse, tandis que la période se réfère aux dates des deux enquêtes prioritaires. Dans ces conditions, les modèles de panel à effets fixes et aléatoires à deux facteurs ont été estimés, respectivement, selon les relations [2] et [3].

$$\log PR_{jrt} = \alpha_0 + \alpha_r + \gamma t + \beta \log TU_{rt} + e\lambda_{rt} + \mu_{rt} \quad [2]$$

$$\log PR_{jrt} = \alpha + \beta \log TU_{rt} + e\lambda_{rt} + \mu_{rt} + s_r + w_t \quad [3]$$

où $t = 1, 2$ – 1994-95 et 1998 –, μ_{rt} est un terme aléatoire classique qui varie selon r et t – $E[\mu_{rt}] = 0$, $\text{Var}[\mu_{rt}] = \sigma^2_{\mu}$ – et $E[s_r] = 0$, $\text{Var}[s_r] = \sigma^2_s$. L'équation [2] représente le modèle à *effets fixes* où α_r traduit un ensemble de paramètres constants dans le temps t et spécifiques aux groupes r – les provinces –, devant être estimés pour chacun de ces derniers⁴⁵. En outre, à côté des effets de groupes et du temps t , figure une constante générale α_0 . La variable dépendante, $\log PR_{jrt}$, indique le log de l'indice de pauvreté urbaine relative, ayant le coefficient d'aversion pour la pauvreté $j - j=0, 1, 2$ ⁴⁶ – pour la province r au temps t . La pauvreté urbaine relative est le rapport entre de l'indice de pauvreté urbaine de la province r au temps t , et l'indice de pauvreté totale de la province r au temps t . S'agissant de la variable indépendante, $\log TU_{rt}$, elle spécifie le log du taux d'urbanisation pour la province r au temps t – rapport de la population urbaine provinciale à la population totale provinciale.

En fait, le modèle à effets fixes, relatif à [2], constitue une approche admissible si l'on considère que les différences entre les groupes – les provinces – peuvent constituer des modifications paramétriques de la fonction de régression, ce qui signifie que α_r est un terme constant spécifique pour chaque région. Toutefois, il se peut que les termes constants spécifiques soient distribués aléatoirement selon les groupes, ce qui implique que le terme aléatoire s_r est un paramètre aléatoire spécifique. Le modèle [3] exprime cette possibilité, d'où : $\text{Var}[\mu_{rt}, s_r] = \sigma^2 = \sigma^2_{\mu} + \sigma^2_s$. En réalité, dans ce contexte, la question clé fait référence à la possibilité que α_r soit corrélé avec les variables explicatives de la régression. Lorsque la corrélation entre les variables explicatives observées et l'effet non observé α_r est nulle, le modèle à effet aléatoire prévaut, et l'hypothèse d'exogénéité stricte peut être formulée en termes des effets aléatoires : $\text{Cov}[\mu_{rt}, s_r] = 0$. Cette hypothèse implique que les variables explicatives au cours de chaque période ne sont pas corrélées avec les erreurs « idiosyncratiques »⁴⁷. On notera également que le modèle à effets fixes [2] est estimé par les moindres carrés ordinaires, tandis que le modèle à effets aléatoire s'appuie les moindres carrés généralisés.

Dans le contexte de cette modélisation, plusieurs tests présentent un intérêt. Tout d'abord, le test statistique F permet de vérifier l'hypothèse que les termes constants sont tous identiques⁴⁸. Sous l'hypothèse nulle, l'estimateur efficient se réfère au modèle avec contrainte – « pooled model » avec seulement un seul terme constant –, et non au modèle sans contrainte. Ensuite, le test statistique du multiplicateur de Lagrange de Breusch et Pagan permet de vérifier l'opportunité du modèle à effets aléatoires par rapport au modèle de régression classique, c'est-à-dire l'absence d'effets inobservés – existence d'un simple terme constant. Sous l'hypothèse nulle, les $v_{rt} = \mu_{rt} + s_r$ – ne sont pas corrélés. Des valeurs élevées de cette statistique conduisent à admettre l'hypothèse nulle en faveur du modèle à effets aléatoires. Enfin, le test d'Hausman est basé sur l'idée qu'en l'absence de corrélation, les estimations OLS du LSVD⁴⁹ et GLS sont appropriées, mais l'OLS est inefficace. Par contre, en présence de corrélation, l'inverse prévaut. Par conséquent, sous l'hypothèse nulle, les deux estimations ne devraient pas différer. Des valeurs élevées de la statistique du χ^2 d'Hausman conduisent à préférer le modèle à effets fixes. Ainsi, des valeurs élevées de la statistique de Lagrange, en présence de faibles valeurs de celle d'Hausman, militent pour l'opportunité du modèle à effets aléatoires.

⁴⁵ Il est appelé : « effet individuel », « variable latente », « composante non observée », etc. Wooldridge [2002].

⁴⁶ L'étude fait référence aux indices de pauvreté FGT. De ce fait, lorsque $j=0$, PR_{0rt} représente l'incidence relative de la pauvreté urbaine pour la province r au temps t .

⁴⁷ Wooldridge [2002].

⁴⁸ Greene [2000].

⁴⁹ Least Squares Dummy Variable : modèle à effets fixes.

Troisièmement, la configuration des données utilisées dans l'étude ne peut exclure la dépendance spatiale des observations au sein des deux échantillons, c'est-à-dire le fait qu'une observation localisée dans une province p dépende d'autres observations inhérentes aux provinces $k \neq p$ ⁵⁰. En effet, d'une part, les informations collectées associées aux unités spatiales – les provinces – peuvent refléter des erreurs de mesure, les limites administratives ne reflétant pas réellement les processus susceptibles d'être appréhendés. Par exemple, la pauvreté urbaine relative d'une région p peut être liée à celle d'une autre région k si les travailleurs résidant en p – lieu de collecte des informations – ont accès à des emplois précaires en k . D'autre part, la dimension spatiale des activités économiques peut être un aspect important de la modélisation lorsque prévalent des effets d'interaction spatiale, des hiérarchies de localisation et des externalités spatiales. Ainsi, le dynamisme économique d'une agglomération d'une province peut s'expliquer par la proximité d'une autre province englobant un centre urbain important. Lorsque ces situations prévalent, les coefficients des estimations par les moindres carrés sont biaisés et non efficaces. En fait, la prise en compte de l'auto-corrélation spatiale dans les modèles de régression dépend de la forme des hypothèses formulées. Dans ce contexte, deux approches importantes sont mises en oeuvre.

Tout d'abord, la non considération de l'auto-corrélation peut être liée à la variable dépendante $\log PR_{jr}$, et conduit à une formalisation dans le cadre d'un modèle spatial auto-régressif mixte⁵¹, estimé selon le maximum de vraisemblance. La forme générale est exprimée par [4] – en omettant le coefficient de Mills et la période.

$$\log PR_{jr} = \rho W \log PR_r + X_r \beta + \epsilon_r, \text{ avec } \epsilon_r \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad [4]$$

où X_r est une matrice $n \times r$ de données des variables explicatives habituelles, $W \log PR_r$ se réfère une variable dépendante spatialement retardée, W spécifie une matrice de pondération spatiale, et ρ le coefficient spatial auto-régressif. Dans la présente étude, W est une matrice standardisée – par rapport aux lignes – de contiguïté d'ordre un, élaborée en termes de frontières communes des provinces⁵². Il est à noter qu'ignorer cette forme d'auto-corrélation spatiale est comparable aux conséquences qui résultent de l'omission d'une variable indépendante dans un modèle de régression. A cet égard, l'hypothèse nulle d'absence d'auto-corrélation spatiale – $H_0 : \rho = 0$ – peut être appréhendée par des tests du multiplicateur de Lagrange, développés par Anselin et d'autres auteurs⁵³.

Ensuite, une autre forme d'auto-corrélation spatiale dans un modèle de régression peut être inhérente au terme aléatoire. Dans ce cas, il s'agit de modèles d'erreurs spatiales où la dépendance spatiale est appréhendée en tant que perturbation, soit dans le cadre d'un processus auto-régressif [5], soit par rapport à une moyenne mobile [6]. Avec les notations habituelles, il vient :

$$\begin{aligned} \log PR_{jr} &= X_r \beta + \epsilon_r \\ \epsilon_r &= \lambda_s W \epsilon_r + \zeta_r, \text{ avec } \zeta_r \sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad [5]$$

où $W \epsilon_r$ est un terme aléatoire spatialement retardé, λ_s le coefficient auto-régressif, et ζ_r le terme d'erreur non corrélé et homoscedastique.

$$\begin{aligned} \log PR_{jr} &= X_r \beta + \epsilon_r \\ \epsilon_r &= \lambda_s W \zeta_r + \zeta_r, \text{ avec } \zeta_r \sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad [6]$$

où le terme d'erreur spatialement retardé est à présent ζ_r , et non ϵ_r . Dans les deux cas, d'une part, l'estimation est fondée sur le maximum de vraisemblance à information complète, et, d'autre part, l'hypothèse nulle, de la forme : $H_0 : \lambda_s = 0$, peut être vérifiée à l'aide de plusieurs tests, notamment : (i) tests dérivés du I de Moran, fondés sur des z -scores standardisés, qui suivent une distribution asymptotique normale⁵⁴ ; (ii) tests du

⁵⁰ Anselin [1988], Anselin, Bera [1997], LeSage [1998].

⁵¹ Spatial autoregressive model – SAR. Ce modèle combine le modèle de régression standard avec une variable dépendante spatialement retardée, qui rappelle la variable retardée des times-series.

⁵² Soit $W_{ij} = 1$ pour les provinces qui ont une frontière commune avec la province prise en considération. Par exemple, si la région 1 a une frontière commune avec la région 2, et aucune frontière avec 3 et 4, la ligne 1 de la matrice de contiguïté, reflétant la relation de 1 avec les autres régions, aura la valeur $W_{12}=1$, et tous les autres termes de cette ligne seront égaux à zéro.

⁵³ Anselin [1988] ; Anselin, Bera, Florax, Yoon [1996]. Le test usuel est de nature asymptotique, valable sous l'hypothèse de normalité, et distribué selon une statistique du χ^2 à un degré de liberté. Anselin [1988].

⁵⁴ Néanmoins, cette statistique ne permet pas d'indiquer quel type d'auto-corrélation prévaut.

multiplicateur de Lagrange ; (iii) test de Kalejian-Robinson ; (iv) test de Wald ; (v) test du rapport de vraisemblance⁵⁵

Quatrièmement, la modélisation précédente peut cependant comporter un biais, dans la mesure où certaines valeurs de la variable dépendante sont nulles. En effet, selon les enquêtes prioritaires, quelques provinces englobant des villes ont des taux de pauvreté urbaine nuls⁵⁶, ce qui signifie que la variable dépendante est censurée. Dans ces conditions, la relation entre la pauvreté urbaine régionale relative et le taux d'urbanisation de chaque zone doit être estimée à l'aide d'un modèle Tobit à équation de sélection. Néanmoins, la complexité de cette modélisation, en présence de dépendance spatiale, conduit à ne la considérer que dans le cas du modèle de régression standard, c'est-à-dire lorsque l'auto-corrélation spatiale n'est pas significative. Ainsi, après estimation de l'équation [1], le modèle [7] suivant est mis en oeuvre, avec les notations habituelles.

$$\log PR^*_{jr} = \alpha + \beta \log TU_r + e\lambda_r + \mu T_r + \theta_r \quad [7]$$

où $\log PR^*_{jr}$ est une variable latente – non observable – spécifiée comme suit : (i) $\log PR_{jr} = 0$ si $\log PR^*_{jr} = 0$, et $\log PR_{jr} = \log PR^*_{jr}$ si $\log PR^*_{jr} > 0$; (ii) θ_r normalement distribuée : $\theta_r \sim N(0, \sigma^2)$, se rapportant, comme précédemment, au log de la pauvreté urbaine régionale relative. T est une variable binaire indiquant la date de l'enquête prioritaire. Les paramètres du modèle [α , β , σ et $\rho = \text{corr}(\epsilon_r, \theta_r)$] sont estimés par la maximum de vraisemblance qui corrige l'estimateur d'Heckman, approprié mais pas pleinement efficient. Par ailleurs, les prédictions effectuées sont améliorées, de manière à exploiter la corrélation entre [1] et [7]⁵⁷. Ce sont ces valeurs modifiées qui sont reproduites à la figure 1.

2. Urbanisation de la pauvreté monétaire ?

A. Les enseignements de l'analyse économétrique et l'ampleur des élasticités

Les résultats de l'analyse économétrique, affichés aux tableaux 1, et A1 et A2 en annexe, conduisent à présenter plusieurs commentaires.

En premier lieu, on observe que pour les trois indices de pauvreté urbaine relative – P0 = incidence ; P1=intensité; P2=inégalité –, les modèles à effets fixes et aléatoires, prenant en compte à la fois les groupes et la période, ne sont pas efficaces par rapport au modèle de régression classique – tableau A2 en annexe. En effet, dans chaque cas, toutes les statistiques du Chi² d'Hausman avec deux degrés de liberté sont largement inférieures à la valeur théorique de 5,99, ce qui signifie que les effets individuels ne sont pas corrélés avec les autres régresseurs, d'où la validité, a priori, du modèle à effets aléatoires. En même temps, les statistiques du multiplicateur de Lagrange de Breusch et Pagan sont largement inférieures à la valeur théorique du Chi² avec deux degrés de liberté. Dans ces conditions, on peut conclure que le modèle de régression classique avec un seul terme constant est approprié pour ces données – les $v_{it} = \mu_{it} + s_t$ ne sont pas corrélés. Il est à souligner que les résultats présentés au tableau A2, en annexe, n'incluent pas le carré du log du taux d'urbanisation. La prise en compte de cette variable conduit à des résultats identiques aux précédents.

En deuxième lieu, dans ces conditions, le modèle classique de régression à été estimé en prenant en compte une variable binaire se référant la période des enquêtes prioritaires – trend. On notera que, dans l'équation de sélection [1], le coefficient de la variable inhérente aux actifs des ménages est positif et significatif⁵⁸. A cet égard, la procédure d'estimation a été réalisée selon le schéma suivant. Dans un premier temps, en plus de Lambda – rapport inverse de Mills – et du trend, la constante, le log du taux d'urbanisation et le carré du log du taux d'urbanisation ont été pris en compte. Il en est résulté des seuils de signification statistiquement non acceptables pour ces trois dernières variables, et la statistique de Wald montre que, pour les trois indices de pauvreté, l'hypothèse nulle que la constante – β_1 – et le carré du log du taux d'urbanisation – β_3 – sont simultanément nuls ne peut être rejetée. Par exemple, pour l'incidence relative de la pauvreté urbaine P0, la statistique de Wald testant $\beta_1 = \beta_3 = 0$ s'élève à 5,34 (0,069) – tableau 1, colonne (4)⁵⁹. En outre, lorsque la constante et le log du taux d'urbanisation constituent les régresseurs – outre le trend et Lambda –, tout comme

⁵⁵ Les statistiques de Wald et du rapport de vraisemblance permettent de tester l'hypothèse du modèle du facteur commun, qui exprime une relation entre le modèle avec erreur spatiale et le modèle avec retard spatial.

⁵⁶ Trois provinces sur 34 ont un taux de pauvreté urbaine nul.

⁵⁷ En effet, les valeurs prédites sont basées, originellement, sur une spécification linéaire.

⁵⁸ Les résultats ne sont pas reproduits.

⁵⁹ Dans le cas du modèle Tobit avec équation de sélection, la statistique de Wald est peu différente – tableau 1, colonne (5).

Tableau 1 : Coefficients de régression des déterminants de l'incidence de la pauvreté – P0 – urbaine relative – Burkina Faso 1994–95/1998¹

Modèle	OLS ³		Spatial lag model ³		Spatial error model ³		MLE – sélection		Tobit – sélection							
	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)		(7)		(8)	
	β	t ²	β	t ²	β	t ²	β	t ²	β	t ²	β	t ²	β	t ²	β	t ²
Constante	-	-	-	-	-	-	-	-	2,3582	0,397	-	-	2,2755	0,983	-	-
Log taux d'urbanisation ⁴	1,0496	8,014*	0,8779	4,168*	1,0513	8,510*	1,1363	5,443*	0,4023	0,083	1,9954	2,150*	0,4636	0,622	1,1406	5,000*
(Log taux d'urbanisation) ²	-	-	-	-	-	-	-	-	0,0103	0,010	-0,2409	-0,894	-	-	-	-
Trend ⁵	0,0378	0,099	0,0163	0,045	0,0408	0,112	0,1236	0,294	-0,0105	-0,025	-0,0537	-0,137	-0,0129	-0,034	0,1181	0,265
Lambda ⁸	1,1994	2,663*	0,8425	1,584	1,1956	2,809*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Lambdas ⁹	-	-	-	-	-0,0380	-0,143	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
W logPR	-	-	0,2011	1,039	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
σ	-	-	-	-	-	-	1,2270	-	1,0489	-	1,0683	-	1,0490	-	1,2694	-
ρ	-	-	-	-	-	-	0,5724	-	-0,0432	-	0,0869	-	-0,0428	-	0,5162	-
Log vraisemblance	-	-	-49,34	-	-49,86	-	-87,41	-	-86,58	-	-87,03	-	-86,58	-	-89,40	-
Chi ² (sig)/Schwartz ¹¹	-	-	112,80	-	110,30	-	-	-	207,74 (0,000)	-	-	-	207,74 (0,000)	-	-	-
R ² ajusté	0,258	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
F (sig) ⁶	109,16 (0,000)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Wald - β1 = β3 = 0 - (sig)	-	-	-	-	-	-	5,34 (0,069) ¹⁰	-	5,36 (0,068)	-	-	-	-	-	-	-
Multicolinéarité	3,44	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Normalité erreurs : Jarque-Bera	17,88 (0,000)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Hétéroscédasticité :	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Koenker-Bassett	2,65 (0,444)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
White	6,15 (0,630)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Breusch-Pagan	-	-	5,60 (0,132)	-	5,58 (0,134)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Dépendance spatiale :	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Moran I (error) ⁶	0,26 (0,791)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Lagrange (error) ⁶ /LM (error)	0,01 (0,916)	-	1,36 (0,242)	-	0,01 (0,902)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Kelejian-Robinson (error) ⁶	0,17 (0,984)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Lagrange (lag) ⁷ /LR (lag)	1,03 (0,310)	-	1,04 (0,307)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Robust LM (lag) ⁷	2,86 (0,090)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Lagrange (SARMA)	2,87 (0,238)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Wald (facteur commun)	-	-	-	-	4,12 (0,248)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
N	34	-	34	-	34	-	34	-	34	-	34	-	34	-	34	-

(1) La variable dépendante est le log de la pauvreté urbaine relative – rapport entre la pauvreté urbaine et la pauvreté totale au sein d'une province ; (2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) Le modèle (1) est le modèle de régression classique avec sélection, tandis que les modèles (2) et (3) se réfèrent, respectivement, au modèle spatial avec retard – incorporation d'une variable dépendante spatialement retardée – et au modèle avec terme aléatoire spatialement dépendant ; (4) Ratio de la population urbaine sur la population totale d'une région ; (5) Variable binaire : 1998 = 1 ; (6) Test de dépendance spatiale avec erreur ; (7) Test de dépendance spatiale avec variable dépendante retardée ; (8) Lambda de Mills ; (9) Coefficient du terme aléatoire du modèle avec terme aléatoire spatialement dépendant ; (10) Modèle estimé avec la constante et le carré du log du taux d'urbanisation ; (11) Critère de Schwartz pour correction du maximum de vraisemblance – le meilleur modèle est celui pour lequel la valeur est la plus faible.

Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994-95 et 1998.

Tableau 2 : Élasticités de la pauvreté urbaine relative – Burkina Faso 1994-95/1998¹

Modèle ²	Modèle		
	OLS – sélection (1)	MLE – sélection (2)	Tobit – sélection (3)
P0	1,050	1,136	1,141
P1	1,022	1,078	1,083
P2	1,000	1,032	1,031

(1) Les élasticités sont indiquées par les coefficients du log de l'urbanisation au tableau 1.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994-95 et 1998 ; tableau 1.

la prise en compte simultanée du log du taux d'urbanisation et du carré de ce dernier, on observe que le coefficient du log du taux d'urbanisation n'est pas significatif. De ce fait, le modèle approprié semble être celui qui prend en compte uniquement le log du taux d'urbanisation. Dans ce contexte, les tableaux 1 et A1 présentent plusieurs estimations.

Premièrement, le modèle de régression classique des moindres carrés, estimé selon la procédure d'Heckman – colonne (1) –, met en évidence deux éléments. D'une part, on constate une absence de dépendance spatiale. Préalablement, observons une absence de multicolinéarité pour les trois indices de pauvreté⁶⁰, tandis que le test de normalité des erreurs n'est significatif que pour P0, ce qui invalide, dans ce cas, l'opportunité des tests du multiplicateur de Lagrange. Par ailleurs, les tests d'hétéroscédasticité ne sont significatifs que pour

⁶⁰ La valeur de l'indice est de 3,4, ce qui est bien inférieur à la limite acceptable de 20.

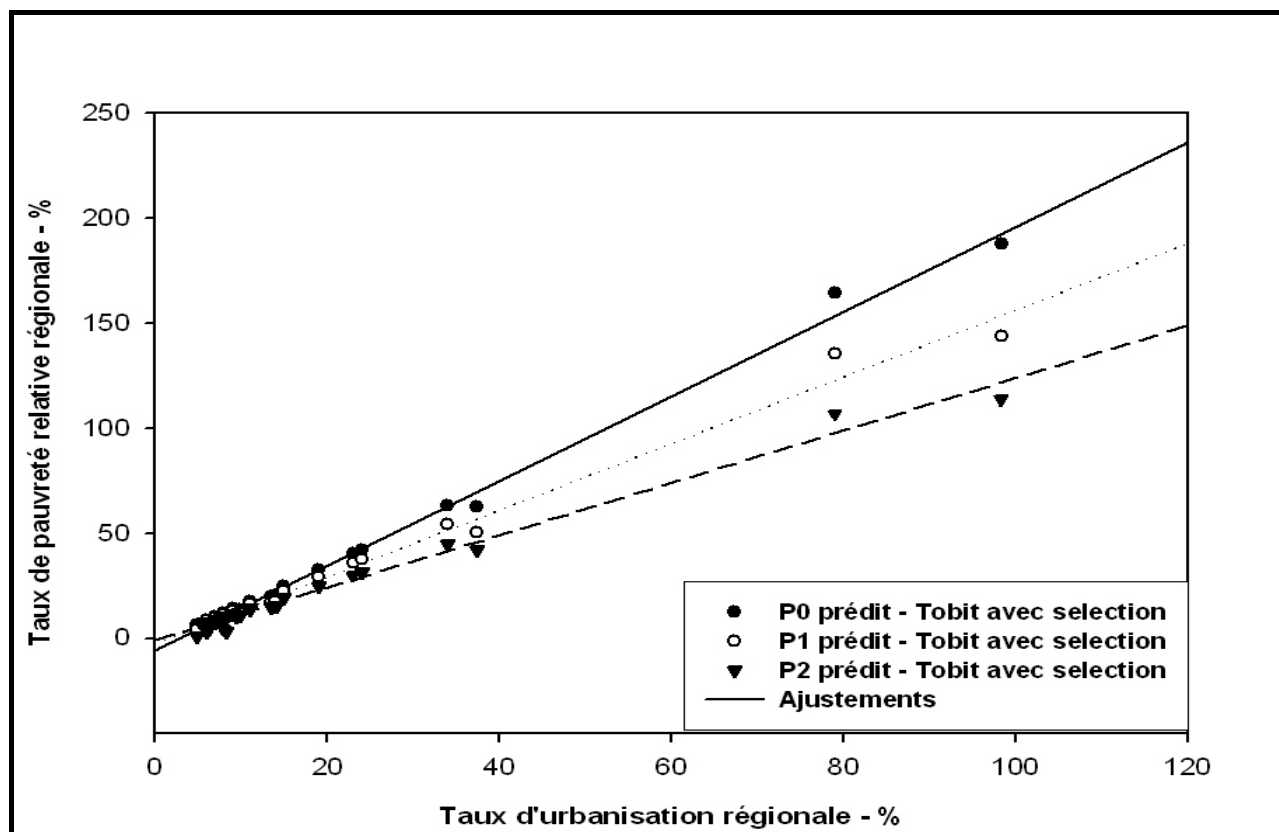


Figure 1 : Taux de pauvreté régionale relative prédits selon le taux d'urbanisation régionale – Tobit avec sélection – Burkina Faso 1994-95/1998

l'indice de pauvreté P2. Enfin, quel que soit l'indicateur de pauvreté, tous les tests de dépendance spatiale ne sont pas significatifs. Par exemple, s'agissant de P0 et des tests d'erreur spatiale, la valeur standardisée du I de Moran est de 0,263 (0,791), tandis que celle de Kalejian-Robinson est de 0,156 (0,984) – tableau 1. Il en est de même en ce qui concerne les tests de la variable dépendante spatialement retardée, bien que dans le cas de P0, la non-normalité des erreurs réduise la portée des tests de Lagrange. D'autre part, on constate que, pour les divers indicateurs de pauvreté pris en compte, les coefficients du log du taux d'urbanisation sont positifs et significatifs à un pour cent, et, en général, supérieurs à un – sauf pour P2 où le coefficient est égal à un. De ce fait, toutes choses égales par ailleurs, une variation du taux d'urbanisation régional entraîne une augmentation plus que proportionnelle de l'indicateur de pauvreté urbaine régionale relative. Par exemple, toutes choses égales par ailleurs, l'incidence de la pauvreté urbaine régionale relative – P0 – croît de 1,05 pour cent consécutivement à une variation de 1 pour cent du taux d'urbanisation régional. A cet égard, on notera que le coefficient de Lambda de Mills est positif et significatif, ce qui implique que des facteurs non observables accentuant l'urbanisation rehaussent également la pauvreté urbaine régionale relative.

Deuxièmement, l'estimation des modèles auto-régressif mixte et avec erreurs spatiales [4] à [6] confirme l'absence d'auto-corrélation spatiale – tableaux 1 et A1, en annexe, colonnes (2) et (3). Dans le premier cas, le coefficient de la variable dépendante spatialement retardée $WlogPR_t$ n'est pas statistiquement significatif, quel que soit l'indice de pauvreté⁶¹. Les valeurs du rapport de vraisemblance sont de 1,040 (0,307), 0,303 (0,582) et 0,008 (0,928), respectivement, pour P0, P1 et P2. En outre, dans chaque cas, les valeurs du test de Wald – carré du t du coefficient de $WlogPR_t$ – sont inférieures aux valeurs du test du rapport de vraisemblance LR ou de celui de LM. Dans le cas des modèles avec erreurs spatiales, tous les coefficients Lambdas ne sont pas significatifs, tandis que les valeurs des rapports de vraisemblance sont de 5,578 (0,134), 0,5,677 (0,128) et 1,197 (0,272), respectivement, pour P0, P1 et P2. Finalement, le test de Wald de l'hypothèse du facteur commun n'est pas significatif – et supérieur à LR –, ce qui implique l'absence d'incohérence dans le modèle d'erreurs spatiales. Par conséquent, la modélisation de la relation entre la pauvreté urbaine relative régionale et le taux d'urbanisation peut être effectuée en l'absence d'auto-corrélation spatiale.

⁶¹ La présence d'hétéroscédasticité est seulement constatée pour P2.

Troisièmement, en réalité, il importe d'estimer à nouveau les paramètres de la régression classique après correction de la matrice de covariance asymptotique⁶². A cet égard, les estimations par le maximum de vraisemblance conduisent à afficher des élasticités de la pauvreté urbaine régionale relative sensiblement plus élevées – tableau 1, colonne (4). Ainsi, une variation de un pour cent du taux d'urbanisation régional induit, toutes choses étant égales par ailleurs, une variation de l'incidence, de l'intensité et de l'inégalité de la pauvreté urbaine régionale relative, respectivement, de 1,13, 1,08 et 1,03 pour cent. Par conséquent, au Burkina Faso, la pauvreté urbaine croît plus rapidement que la population urbaine.

Quatrièmement, en fait, dans la mesure où la variable dépendante est censurée – la pauvreté urbaine est nulle pour certaines régions –, l'opportunité du modèle Tobit avec sélection [7] prévaut – tableau 1, colonnes (5) à (8). Comme précédemment, lors d'une première phase, le carré du log du taux d'urbanisation et la constante sont pris en compte. Mais, la statistique de Wald indique que l'hypothèse nulle de l'égalité à zéro de ces deux coefficients ne peut être rejetée. Par exemple, s'agissant de l'incidence relative de la pauvreté urbaine P_0 , la statistique de Wald testant $\beta_1 = \beta_3 = 0$ s'élève à 5,36 (0,068). De même, en l'absence de la constante, le carré du log du taux d'urbanisation n'est pas significatif, et inversement. Par conséquent, le modèle affiché à la colonne (8) paraît le plus approprié⁶³. Les résultats qui en découlent sont peu différents de ceux du modèle de régression classique avec équation de sélection, estimé par le maximum de vraisemblance – colonne (4) –, et génèrent des élasticités supérieures à l'unité. De ce fait, une variation de un pour cent du taux d'urbanisation régionale induit une variation de l'incidence, de l'intensité et de l'inégalité de la pauvreté urbaine régionale relative, respectivement, de 1,14, 1,08 et 1,03 pour cent, toutes choses égales par ailleurs. En d'autres termes, selon cette approche, *le taux de croissance de l'incidence de la pauvreté urbaine régionale relative excède de 14 pour cent celui du taux d'urbanisation*. Bien que les valeurs des élasticités diminuent avec l'élévation du coefficient d'aversion pour la pauvreté $j=0,1,2$, elles demeurent supérieures à l'unité. Le tableau 2 résume les élasticités obtenues par les divers modèles, tandis que la figure 1 affiche les valeurs prédites des indices FGT de la pauvreté urbaine régionale relative en fonction du taux d'urbanisation⁶⁴.

B. *Éléments d'explication de l'urbanisation de la pauvreté*

La pauvreté dépend de la disponibilité et du rendement d'un ensemble d'actifs physiques, humains et sociaux, régis à la fois par les marchés et une multitude d'institutions, de normes et de valeurs. Dans ce contexte, la forte probabilité d'une urbanisation de la pauvreté est inhérente à un ensemble de facteurs, parmi lesquels deux d'entre eux sont susceptibles de revêtir une importance particulière, même en dehors du contexte burkinabè.

Premièrement, en milieu urbain, la pauvreté est étroitement liée à l'accès au marché du travail, ce dernier constituant un actif privilégié pour obtenir des moyens d'existence et faire face à des chocs adverses. D'ailleurs, la pauvreté des ménages est en relation étroite avec le statut du travail de celui qui gère le groupe, même si le concept de chef de ménage ne recoupe pas toujours celui de « principal apporteur de revenus ». A cet égard, l'enquête prioritaire de 1994-95 a montré que le chef de ménage dérivait l'essentiel des revenus d'activité du ménage – 69,4 pour cent –, bien que des différences sensibles soient observées selon le milieu, le niveau de vie, le sexe et le type de ménage⁶⁵. Cette situation n'a pas été vérifiée pour 1998, mais il n'existe pas, a priori, d'éléments probants incitant à penser qu'il en est autrement.

En effet, le tableau 3 indique que la pauvreté a significativement augmenté pour deux catégories de ménages. D'une part, les ménages dont le chef est salarié non protégé, et, d'autre part, ceux qui ont à leur tête un chômeur. Dans le premier cas, l'incidence de la pauvreté a crû de 4,3 à 7,8 pour cent – $\eta = 1,99$ –, alors que dans le second cas, elle est passée de 9,1 à 23,4 pour cent – $\eta = 2,41$. D'ailleurs, on montre que les dépenses réelles pour ces deux groupes socio-économiques ont diminué, respectivement, de 27,0 et 12,0 pour cent – sur une base ajustée de l'échelle d'équivalence – au cours de la période 1994-1998. Sans aucun doute, l'accroissement de la pauvreté urbaine s'est accompagnée d'un moindre accès des individus au marché du travail et d'une précarité croissante de certains statuts, notamment le salariat du secteur concurrentiel. Cette difficulté de mobilisation des actifs des chefs de ménage en milieu urbain, pour faire face à la survenance de chocs adverses, est source de vulnérabilité et, finalement, de privation pour l'ensemble des membres du groupe. Dans

⁶² Greene [2000].

⁶³ Le paramètre Lambda est pris en compte en interne, et n'apparaît pas explicitement.

⁶⁴ On rappelle que ces valeurs prédites sont corrigées pour tenir compte de la corrélation entre [1] et [7].

⁶⁵ Lachaud [1997].

Tableau 3 : Indicateurs de pauvreté – e = 1 – selon les groupes socio-économiques et statistique η testant l'hypothèse nulle des différences de pauvreté selon les groupes considérés – Burkina Faso 1994-98

Paramètres	1994-95			1998				η^1			
	FGT(0) (erreur type) ³	FGT(1) (erreur type) ³	FGT(2) (erreur type) ³	N	FGT(1) (erreur type) ³	FGT(1) (erreur type) ³	FGT(2) (erreur type) ³	N	FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)
Salarié protégé	0,0092 (0,004)	0,0017 (0,001)	0,0004 (0,000)	520	0,0130 (0,005)	0,0030 (0,001)	0,0009 (0,000)	522	0,59	1,13	1,13
Salarié non protégé	0,0434 (0,011)	0,0145 (0,004)	0,0061 (0,002)	318	0,0784 (0,013)	0,0152 (0,004)	0,0053 (0,002)	407	1,99*	0,13	-0,32
Indépendant non agricole	0,0955 (0,011)	0,0257 (0,004)	0,0109 (0,002)	745	0,0894 (0,011)	0,0195 (0,003)	0,0069 (0,001)	691	-0,40	-1,29	-1,55
Agriculteur de rente	0,4028 (0,018)	0,1111 (0,007)	0,0446 (0,004)	735	0,3636 (0,015)	0,1052 (0,006)	0,0437 (0,003)	1054	-1,68	-0,68	-0,19
Agriculteur de subsistance	0,4246 (0,007)	0,1257 (0,003)	0,0518 (0,001)	5547	0,4367 (0,007)	0,1285 (0,003)	0,0546 (0,002)	5289	1,27	1,03	1,35
Autre actif	0,1565 (0,036)	0,0523 (0,015)	0,0244 (0,008)	100	0,1442 (0,041)	0,0347 (0,012)	0,0119 (0,006)	72	-0,22	-0,92	-1,22
Chômeur déclaré	0,0909 (0,043)	0,0259 (0,015)	0,0105 (0,009)	44	0,2339 (0,041)	0,0695 (0,014)	0,0268 (0,006)	109	2,41*	2,12*	1,49
Inactif	0,3566 (0,020)	0,1222 (0,008)	0,0567 (0,005)	598	0,2866 (0,025)	0,0826 (0,009)	0,0368 (0,006)	333	-2,22*	-3,13*	-2,63*
Ensemble	0,3455 (0,005)	0,1026 (0,002)	0,0427 (0,001)	8608	0,3450 (0,005)	0,1008 (0,002)	0,0422 (0,001)	8478	-0,07	-0,66	-0,33

(1) Kakwani [1990]. Une (*) signifie que les écarts de pauvreté sont significatifs à 5%.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994-95 et 1998 - pondération normalisée ; Lachaud [2001a].

ces conditions, la précarité croissante du travail urbain est cohérente avec l'augmentation des inégalités des dépenses des ménages.

D'ailleurs, d'autres éléments d'analyse mettent en évidence la fragilité des ménages dont le chef est salarié non protégé ou chômeur⁶⁶. Pour ces deux groupes, l'offre de travail féminin est assez faible, c'est-à-dire inférieure à 40 pour cent, et les taux de chômage marginal sont extrêmement hauts – 14,2 et 29,0 pour cent, respectivement. Cela signifie que, pour diverses raisons – formation, institutions, barrières à l'entrée, non-accès au capital, etc. –, l'accès des membres des groupes, dont le chef a un emploi précaire sur le marché du travail demeure insuffisant pour contrebalancer le déficit des gains du principal apporteur de revenu. A cet égard, on note que, dans les ménages dont le chef est salarié concurrentiel, 51,0 et 80,5 pour cent, respectivement, des hommes et des femmes perçoivent des gains inférieurs au salaire minimum.

Il est à remarquer que le tableau 3 présente des éléments cohérents avec ce qui a été précédemment indiqués : stabilisation de la pauvreté rurale, tendance à la baisse dans certaines régions pratiquant l'agriculture de rente, et faible déclin des dépenses réelles pour les agriculteurs. En effet, on constate que les travailleurs agricoles, notamment ceux de l'agriculture de subsistance, n'ont pas vu leur situation se détériorer. Pour ces derniers, la statistique η ne permet pas de rejeter l'égalité des mesures de la pauvreté des ménages pour les deux périodes. Et, en ce qui concerne les agriculteurs de rente, leur pauvreté en termes d'incidence a même décliné de près de 4 points de pourcentage, mais la statistique η n'est pas significative. Une observation similaire prévaut pour les individus employés à propre compte, bien que ce groupe soit relativement hétérogène en termes de statut et dans l'espace.

Au Burkina Faso, cette urbanisation de la pauvreté, due en partie à l'impossibilité de mobiliser le capital humain, et probablement aussi à une stabilisation ou l'absence de transferts pour les jeunes chômeurs, doit être examinée dans une perspective dynamique. Des études antérieures, relatives aux capitales urbaines africaines, ont montré que les points d'entrée sur le marché du travail constituaient des déterminants majeurs du profil de carrière des individus, et qu'une première insertion par l'accès à des statuts précaires était source d'instabilité des gains et de trappe de pauvreté⁶⁷. Cette situation est à relier à l'ampleur du chômage déguisé féminin, et au fait que les transformations sociales conduiront les femmes à vouloir rehausser leur taux de participation au marché du travail.

Deuxièmement, le déclin de la mobilisation des relations sociales en milieu urbain pourrait constituer un autre élément d'explication. A cet égard, une étude récente a tenté de préciser la relation entre les sources

⁶⁶ Lachaud [2001a], tableau 4.

⁶⁷ Lachaud [1994].

de revenus des ménages burkinabé et les transferts⁶⁸. Fondée sur les données de l'enquête prioritaire de 1994-95, elle montre l'existence de profondes différences quant à la structure des revenus des ménages selon le milieu, le statut du travail, le niveau de vie et le sexe du chef de ménage. Alors que les ressources principales des ménages ruraux sont constituées des profits agricoles – 51,5 pour cent – et non agricoles – 26,9 pour cent –, et des transferts – 17,7 pour cent –, en milieu urbain, la part relative des rémunérations salariales est prépondérante – 38,9 pour cent –, tandis que les gains des travailleurs indépendants – 31,6 pour cent – et les transferts – 22,4 pour cent – occupent une place un peu plus importante par rapport au secteur rural. En outre, fort logiquement, les sources de revenus divergent nettement selon les groupes socio-économiques, et les revenus de transferts tendent à avoir une importance relative d'autant plus grande que les statuts du travail sont précaires. Par exemple, la part des revenus de transferts est seulement de 5,0 pour cent pour les salariés protégés, contre 6, 15 et 19,2 pour cent, respectivement, pour les salariés non protégés, les travailleurs indépendants non agricoles involutifs et les agriculteurs de subsistance. En fait, se sont surtout les autres actifs – en majorité des travailleurs familiaux non rémunérés –, les inactifs et les chômeurs qui bénéficient le plus des transferts en termes relatifs – 52,5, 59,9 et 53,4 pour cent, respectivement⁶⁹. En d'autres termes, la prise en considération des sources de revenus met en évidence le rôle majeur du processus de redistribution dans les stratégies de survie de maints ménages au Burkina Faso.

Par ailleurs, il importe de spécifier les différentes catégories de transferts dans le processus de développement. A cet égard, l'enquête prioritaire de 1994-95 montre que 41,1 pour cent des ménages ont une source de revenus émanant de transferts, le pourcentage étant d'ailleurs plus élevé dans les villes – 48,5 pour cent – qu'en milieu rural – 39,4 pour cent. En fait, il est nécessaire de distinguer trois types de transferts. Tout d'abord, les envois de fonds ou transferts privés sont constitués de dons, cadeaux, mandats, etc. Ensuite, les transferts de l'Etat ou institutionnels sont liés aux retraites, bourses, assurances, allocations familiales, pensions alimentaires. Enfin, des transferts divers peuvent être générés à l'occasion de mariages et d'héritages, ou provenir de gains de jeux de hasard. En milieu rural, la plupart des transferts – 82,8 pour cent – proviennent des envois de fonds et touchent environ un tiers des ménages. Or, dans les zones urbaines, un peu plus d'un cinquième seulement des ménages bénéficient de ce type de redistribution, dont l'ampleur relative n'est que de 49,8 pour cent. Ainsi, dans les agglomérations, les transferts institutionnels représentent 47,5 pour cent de l'ensemble des transferts, contre 13,4 pour cent dans le secteur rural. En outre, si près de la moitié des envois de fonds proviennent de transferts internationaux, la répartition varie selon le milieu, la redistribution externe étant sensiblement plus importante vers le milieu rural, alors que les ménages urbains reçoivent des fonds ayant surtout une origine interne et urbaine.

Dans ce contexte, au cours des dernières années, la réduction des dépenses de l'Etat et des envois de fonds⁷⁰, ainsi que l'affaiblissement des structures de la société traditionnelle, a probablement atténué la capacité des ménages urbains à mobiliser leur capital social⁷¹. L'étude à laquelle il a été fait référence montre que la mobilisation du capital social des ménages urbains contribue à réduire la pauvreté des groupes socio-économiques traditionnellement les plus exposés, notamment les chômeurs et les travailleurs indépendants⁷².

4. *Urbanisation et capacités*

1. *Concepts et méthode*

A. *Les sources statistiques : les enquêtes démographiques et de santé*

L'appréhension de la relation entre les capacités – en l'occurrence, l'accès à la santé – et l'urbanisation, mobilise les données des deux enquêtes démographiques et de santé – EDS – du Burkina Faso, réalisées en 1992-93 et 1998-99 par l'Institut national de la statistique et de la démographie, avec l'assistance technique de Macro International Inc. Comme la plupart des EDS, les objectifs recherchés sont multiples : (i) recueillir des données à l'échelle nationale, représentatives selon les zones rurales et urbaines, et permettant de calculer divers

⁶⁸ Lachaud [1999].

⁶⁹ D'ailleurs, pour les groupes recevant un quelconque transfert, ces pourcentages sont encore plus élevés – 82,0, 71,9 et 70,4 pour cent, respectivement.

⁷⁰ Consécutivement aux tensions avec la Côte d'Ivoire.

⁷¹ Cette hypothèse devrait cependant faire l'objet d'une investigation approfondie.

⁷² Par exemple, les envois de fonds en direction des chômeurs urbains et des travailleurs indépendants permettent de diminuer leur taux de pauvreté, respectivement, de 52,5 et 42,5 pour cent – 25,0 à 12,0 pour cent pour les premiers, et 7,3 à 4,2 pour cent pour les seconds.

indicateurs démographiques – taux de fécondité et de mortalité infantile et juvénile; (ii) analyser les facteurs qui déterminent les niveaux et tendances de la fécondité et de la mortalité des enfants ; (iii) mesurer les taux de connaissance et de pratique contraceptive par méthode; (iv) recueillir des données détaillées sur la santé maternelle et infantile ; (v) déterminer l'état nutritionnel des mères et des enfants de moins de cinq ans au moyen des mesures anthropométriques ; (vi) recueillir des données détaillées sur la connaissance, les opinions et attitudes des femmes et des hommes vis-à-vis des maladies sexuellement transmissibles et du sida ; (vii) développer au niveau du pays les capacités et les ressources nécessaires à la réalisation périodique d'EDS. En fait, les EDS du Burkina Faso présentent quelques particularités et différences. D'une part, l'EDS de 1992-93 a, contrairement à celle de 1998-99, spécifiquement analysé les disponibilités des services communautaires, mais n'a pas appréhendé les maladies sexuellement transmissibles, hormis le sida. D'autre part, l'EDS de 1998-99 a consacré un module spécifique à l'excision, pratique répandue dans ce pays⁷³.

L'enquête de 1992-93 a été réalisée entre décembre 1992 et fin mars 1993 auprès d'un échantillon stratifié, pondéré et représentatif aux niveaux national et des milieux de résidence. Dans les zones de dénombrement, l'enquête a porté sur 5 143 ménages et 6 354 femmes âgées de 15-49 ans. Par ailleurs, un sous-échantillon d'un tiers des ménages a été sélectionné au sein desquels tous les hommes de 18 ans et plus ont été interviewés – soit 1 845 hommes. De plus, le questionnaire communautaire a recueilli des informations sur les 230 grappes sélectionnées. L'EDS de 1998-99, effectuée de décembre 1998 à mars 1999, est fondée sur les mêmes caractéristiques. Dans les 4 812 ménages enquêtés, 6 354 femmes âgées de 15 à 49 ans et un sous-échantillon de 1 845 hommes de 15-59 ans ont été interviewées.

Il est à remarquer que, malgré la richesse des informations inhérentes aux enquêtes EDS, leur utilisation engendre quelques contraintes analytiques, notamment en ce qui concerne l'analyse la mortalité des enfants. En effet, les enquêtes démographiques et de santé burkinabè – comme la plupart des enquêtes EDS – ne collectent pas d'informations sur les dépenses ou les revenus des ménages. De ce fait, lors de l'analyse économétrique des facteurs de la mortalité des enfants ou de l'évaluation de l'inégalité de la mortalité, il est impossible de prendre en compte, par exemple, la consommation par tête comme indicateur de niveau de vie des groupes – même si les dépenses doivent, en principe, être considérées comme endogènes. Dans la présente recherche, une estimation du niveau de vie des ménages a été réalisée à partir de certains de leurs actifs possédés – hormis la terre. Cette variable constitue l'indicateur de stratification socio-économique des ménages lors de l'évaluation de l'indice d'inégalité de la mortalité des enfants⁷⁴.

B. Capacités et inégalités : la mortalité des enfants

Dans la présente étude, l'investigation de la relation entre les privations en termes de capacités et le taux d'urbanisation est fondée sur deux éléments d'analyse.

Premièrement, on considère que l'accès à la santé constitue une dimension essentielle du bien-être des individus, et que la mortalité des enfants est susceptible de représenter un indicateur adéquat. Cette option analytique suit celle de A.Sen, ce dernier rappelant que « la mortalité est un test de performance économique », et que « la valeur de la vie doit refléter l'importance des diverses capacités pour laquelle elles sont une condition nécessaire »⁷⁵. En d'autres termes, l'opportunité de l'information sur la mortalité est liée à une combinaison de

⁷³ Selon l'EDS de 1998-99, 72 pour cent des femmes de 15-49 ans sont excisées. Afin d'atteindre ces objectifs, plusieurs types de questionnaires ont été utilisés : (i) un questionnaire ménage permet de collecter des informations sur les membres du ménage – nombre de personnes y résidant, sexe, âge, niveau d'instruction, etc. – et sur les caractéristiques du logement – approvisionnement en eau, type de toilettes, etc. Cependant, l'objectif essentiel du questionnaire ménage est d'établir l'éligibilité des personnes à interviewer individuellement; (ii) un questionnaire femme comprenant les sections suivantes : caractéristiques socio-démographiques, reproduction, contraception, grossesses et allaitement, vaccination et santé des enfants, nuptialité et activité sexuelle, préférences en matière de fécondité, caractéristiques du conjoint et activité professionnelle de la femme, maladies sexuellement transmissibles et sida, mesures anthropométriques, excision (en 1998-99) ; (iii) un questionnaire individuel homme comprenant les sections suivantes : caractéristiques socio-démographiques, reproduction, planification familiale, nuptialité et activité sexuelle, préférences en matière de fécondité, sida ; (iv) un questionnaire communautaire (1992-93) consacré en particulier à l'accès à l'eau et à la disponibilité des services sanitaires. Voir l'annexe des rapports : Institut national de la statistique et de la démographie [1994], [1999].

⁷⁴ Deux autres limites, qui ne concernent pas directement la présente recherche, peuvent être notées. Tout d'abord, la fécondité des données transversales demeure probablement en retrait par rapport à celle des données longitudinales, susceptibles d'identifier les processus par lesquels opèrent les variables exogènes, c'est-à-dire les déterminants immédiats ou antérieurs de la mortalité. Ensuite, dans ce type d'enquête, les prix des biens commercialisés et des services publics ne sont pas relevés, alors qu'ils peuvent affecter l'allocation des ressources des ménages.

⁷⁵ Sen [1998], p.3.

plusieurs éléments. Tout d'abord, l'importance intrinsèque que l'on accorde à la vie⁷⁶. Ensuite, maintes capacités valorisées sont contingentes au fait d'être vivant⁷⁷. Enfin, les données sur la mortalité par âge peuvent, dans une certaine mesure, constituer une approximation des échecs ou des réalisations auxquels les individus attachent une importance⁷⁸. De même, la plupart des institutions internationales et des gouvernements des pays les moins avancés accordent une grande importance à cette dimension du bien-être, l'amélioration de la santé des individus, notamment des plus pauvres, constituant une priorité fondamentale⁷⁹.

Deuxièmement, dans maints pays en développement, réduire les déficits de santé pour les plus démunis est un objectif parfois difficile à atteindre, dans la mesure où les informations relatives aux inégalités de santé demeurent encore trop précaires. En outre, la quasi-absence de spécification des liens entre la dynamique de pauvreté et l'évolution des disparités de santé, en particulier la mortalité des enfants⁸⁰, contraste avec les nombreuses investigations relatives à la relation entre les privations monétaires et l'inégalité des dépenses – ou des revenus – des ménages⁸¹. Par conséquent, la présente recherche propose d'examiner la relation entre les capacités et l'urbanisation, non seulement en termes de survie des enfants, mais également par rapport à l'inégalité de la mortalité infantile et infanto-juvénile, selon le niveau de vie des ménages en termes d'actifs.

Compte tenu de cette approche méthodologique, il importe de spécifier les deux indicateurs d'accès à la santé mis en oeuvre dans l'étude, évalués pour chacune des 30 provinces. Tout d'abord, le niveau de la mortalité des enfants ne se réfère pas au taux de mortalité par femme, mais à la survie de l'enfant. Dans ces conditions, la variable dépendante du modèle économétrique qui sera ultérieurement présenté, se réfère à l'ensemble des enfants nés 5 ans avant la date de l'enquête⁸², vivants ou morts, soit avant leur 5^{ème} anniversaire – *survie infanto-juvénile* –, soit avant leur 1^{er} anniversaire – *survie infantile*. Dans le premier cas, il en résulte deux échantillons de 14 621 et 15 830 enfants, respectivement, en 1992-93 et 1998-99, répartis, pour les mêmes dates, dans 2 868 et 2 893 ménages. Dans le second cas, les échantillons respectifs s'élèvent à 13 040 et 13 933 enfants.

Ensuite, dans la présente étude, l'inégalité de la mortalité est appréhendée à l'aide de données *individuelles*, par rapport au niveau de vie des ménages en termes d'actifs dont le rang relatif est noté R_i ⁸³. Soit x_i ($i=1, \dots, n$) le score en matière de santé du $i^{\text{ème}}$ individu – taux de survie. Les n individus sont ordonnés selon le niveau de vie des ménages en termes d'actifs, du plus pauvre au plus riche. De ce fait, la variable dépendante C – indice de concentration – du modèle économétrique peut être calculée comme suit :

$$C = 2/n \cdot \mu \sum_{i=1}^n x_i R_i - 1 \quad [8]$$

où : $\mu = 1/n \sum_{i=1}^n x_i$ indique la moyenne du score en matière de mortalité. Ainsi, il apparaît que C met en évidence une sensibilité de l'inégalité de la mortalité par rapport à la dimension socio-économique des ménages.

Par ailleurs, on montre que l'erreur type peut être calculée selon [9] :

$$\text{var}(C) = 1/n [1/n \sum_{i=1}^n x_i^2 - (1/n \sum_{i=1}^n x_i)^2] \quad [9]$$

avec :

$$a_i = x_i / \mu * (2R_i - 1 - C) + 2 - q_i - q_{i-1}, \text{ et } \bar{q}_j = \sum_{i=1}^j x_i / \sum_{i=1}^n x_i. \text{ La présente étude utilise cet estimateur de la}$$

variance. Par ailleurs, la statistique η permet de tester l'hypothèse nulle que les différences d'indice de concentration de deux échantillons, inhérents aux différentes années, sont statistiquement non significatives⁸⁴.

⁷⁶ En fait, la réduction de la mortalité des enfants est à la fois un désir des parents et un objectif de la société, puisqu'elle peut contribuer à réduire la croissance démographique.

⁷⁷ Corrélation entre l'espérance de la vie et d'autres éléments constitutifs de la qualité de la vie – morbidité, éducation, etc.

⁷⁸ Sen [1998], p.5.

⁷⁹ Par exemple, l'Organisation mondiale de la santé affirme que la réduction du fardeau de la maladie est sa première priorité. Organisation mondiale de la santé [1999].

⁸⁰ Quelques études appréhendent l'inégalité de la mortalité des enfants, à un moment donné, selon les pays – Wagstaff [2000] – ou des groupes ethniques – Bockerhoff, Hewett [2000].

⁸¹ Par exemple, pour le Burkina Faso, une étude récente – Lachaud [2001a] – compare, dans cette optique, les informations des enquêtes prioritaires de 1994-95 et 1998. Voir également Cherel-Robson, Baulch [1999] pour la Mauritanie.

⁸² Il s'agit des naissances avant le 1^{er} avril 1988 pour la première enquête, et avant le 1^{er} mars 1994 pour l'EDS II.

⁸³ Voir Kakwani, Wagstaff, van Doorslaer [1997], lorsque l'inégalité de santé est appréhendée à l'aide de données groupées.

⁸⁴ $\eta = (C_{99} - C_{93}) / \sqrt{(C_{99}^2/n + C_{93}^2/n)}$, où n = nombre de strates de l'échantillon. Cette statistique suit une distribution asymptotique normale avec une moyenne nulle et une variance unitaire.

Tableau 4 : Taux de survie, indices de concentration, valeurs du t et statistique η relatives aux différences des indices de concentration entre les deux enquêtes selon les régions et milieux – Burkina Faso 1992-93 et 1998-99

Année	EDS 1992-93		EDS 1998-99	
	Mortalité infantile < 1 an (‰)	Mortalité infanto-juvénile < 5 an (‰)	Mortalité infantile < 1 an (‰)	Mortalité infanto-juvénile < 5 an (‰)
Ouagadougou				
Taux de survie	0,891	0,817	0,919	0,849
Indice de concentration C^1	-0,152	-0,152	-0,105	-0,131
Statistique t	-5,142*	-7,268*	-2,117*	-4,009*
Statistique η^2 - 1999-98/1992-93 ³	-	-	24,20*	16,08*
Autres villes				
Taux de survie	0,898	0,825	0,897	0,845
Indice de concentration C^1	-0,027	-0,059	-0,091	-0,081
Statistique t	-0,746	-2,280*	-1,723**	-2,046**
Statistique η^2 - 1999-98/1992-93 ³	-	-	-29,74*	-13,85*
Rural Nord				
Taux de survie	0,833	0,730	0,880	0,766
Indice de concentration C^1	-0,106	-0,079	-0,050	-0,064
Statistique t	-3,180*	-3,482*	-1,317	-2,726*
Statistique η^2 - 1999-98/1992-93 ³	-	-	49,81*	22,78*
Rural Est				
Taux de survie	0,809	0,699	0,841	0,714
Indice de concentration C^1	-0,049	-0,048	-0,014	-0,027
Statistique t	1,749**	-2,379*	-0,615	-1,861**
Statistique η^2 - 1999-98/1992-93 ³	-	-	52,12*	46,37*
Rural Ouest				
Taux de survie	0,850	0,754	0,840	0,752
Indice de concentration C^1	-0,060	-0,056	0,007	-0,027
Statistique t	-2,251*	-2,668*	0,244	-1,372
Statistique η^2 - 1999-98/1992-93 ³	-	-	86,51*	55,62*
Rural Centre-Sud				
Taux de survie	0,840	0,735	0,847	0,737
Indice de concentration C^1	-0,104	-0,052	-0,049	-0,046
Statistique t	-3,981*	-2,867*	-2,143*	-3,006*
Statistique η^2 - 1999-98/1992-93 ³	-	-	94,53*	14,44*

(1) Voir le texte pour la détermination de l'indice de concentration et de l'erreur type ; le t est le rapport entre l'indice de concentration et l'erreur type;

(2) $\eta = (C_{99} - C_{93}) / \sqrt{\frac{1}{n} \left(\frac{1}{C_{99}} + \frac{1}{C_{93}} \right)}$, ou n=nombre de cas de l'échantillon ; (3) Une (*) signifie que les écarts d'indices de concentration sont significatifs à 5 pour cent ; (**) indiquent un seuil de signification de 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données des enquêtes EDS 1992-93 et 1998-99.

Le tableau 4 affiche les taux de survie, les indices de concentration, les valeurs du t et la statistique η , relatives aux différences des indices de concentration entre les deux enquêtes, selon les régions et milieux en 1992-93 et 1998-99. On observe que l'inégalité de la mortalité des enfants est plus élevée en milieu urbain, comparativement aux zones rurales, même si elle semble avoir légèrement décliné dans la capitale. Ce résultat, déjà mis en évidence dans une étude récente, appelle une investigation économétrique⁸⁵. Il en est de même pour la survie des enfants.

C. Les options économétriques

Les relations entre le taux d'urbanisation et, d'une part, la survie des enfants, et, d'autre part, l'inégalité de la mortalité des enfants, ont été estimées selon les procédures sous-jacentes aux équations [2]-[3] et [4] à [6], les 30 provinces et les dates des enquêtes démographiques et de santé constituant, respectivement, les groupes et les périodes. Toutefois, dans la mesure où les informations inhérentes à la survie et à l'inégalité de la mortalité des enfants ne sont pas censurées, l'endogénéisation de l'urbanisation régionale n'a pas été effectuée. Par conséquent, les options économétriques de la présente recherche sont spécifiées selon deux approches.

Dans un premier temps, la disponibilité de données de panel – reconstituées à l'aide des deux enquêtes démographiques et de santé – implique une estimation des modèles à effets fixes et aléatoires à deux facteurs. Les relations [10] et [12] caractérisent la survie des enfants, tandis que les relations [11] et [13] se rapportent à l'inégalité de la mortalité des enfants.

⁸⁵ Lachaud [2002]. Toutefois, on notera que, par rapport à la présente étude, les valeurs des indices de concentration sont sensiblement différentes, dans la mesure où elles ont été calculées sur des données groupées.

$$\log SE_{mrt} = \alpha_0 + \alpha_r + gt + \beta \log TU_{rt} + \gamma \log GA_{rt} + \mu_{rt} \quad [10]$$

$$\log SE_{mrt} = \alpha + \beta \log TU_{rt} + \gamma \log GA_{rt} + \mu_{rt} + s_r + w_t \quad [11]$$

$$IC_{mrt} = \alpha_0 + \alpha_r + gt + \beta \log TU_{rt} + \gamma \log GA_{rt} + \mu_{rt} \quad [12]$$

$$IC_{mrt} = \alpha + \beta \log TU_{rt} + \gamma \log GA_{rt} + \mu_{rt} + s_r + w_t \quad [13]$$

où $t = 1, 2 - 1994-95$ et $1998 -$, μ_{rt} est un terme aléatoire classique qui varie selon r et $t - E[\mu_{rt}] = 0$, $Var[\mu_{rt}] = \sigma^2_{\mu_{rt}}$ – et $E[s_r] = 0$, $Var[s_r] = \sigma^2_{s_r}$. Les équations [10] et [12] représentent les modèles à *effets fixes* où α_r traduit un ensemble de paramètres constants dans le temps t et spécifiques aux provinces r , devant être estimés pour chacune de ces dernières. En outre, à côté des effets de groupes et du temps t , figure une constante générale α_0 . La variable dépendante $\log SE_{mrt}$, indique le log de la survie infantile – $m=1$ – ou infanto-juvénile – $m = 5$ – pour la province r au temps t . La variable dépendante IC_{mrt} est relative à l'inégalité de la mortalité infantile – $m = 1$ – ou infanto-juvénile – $m = 5$ pour la province r au temps t . Par ailleurs, la variable $\log PTU_{rt}$ spécifie le log du taux d'urbanisation pour la province r au temps t – rapport de la population urbaine régionale à la population totale régionale –, tandis A_r se réfère au log de l'indice de Gini des scores normalisés d'un ensemble d'actifs des ménages, obtenus à l'aide d'une analyse en composantes principales non linéaire. Notons que les relations [11] et [13] spécifient les modèles à effets aléatoires. Enfin, les tests relatifs à ces deux modèles sont identiques à ceux qui ont été auparavant.

En réalité, comme précédemment, la prise en compte de données spatio-temporelles conduit à tester l'existence de l'auto-corrélation spatiale. Par conséquent, les modèles spatial auto-régressif mixte et d'erreurs spatiales ont été pris en considération lorsque les tests de dépendance spatiale se sont avérés significatifs. La forme générale de ces modèles est comparable à celle qui est exprimée par les équations [4] à [6], y compris la matrice de pondérations spatiales W précédemment explicitée. Les variables dépendantes et indépendantes sous-jacentes aux modèles de régression classique ou avec auto-corrélation spatiale, sont identiques à celles des équations [10] et [12], par exemple.

2. Urbanisation, capacités et inégalité

A. Urbanisation et survie des enfants

Le tableau 5 affiche les résultats des différentes estimations économétriques concernant les relations entre la survie des enfants et le taux d'urbanisation régionale. A cet égard, plusieurs commentaires peuvent être avancés.

Premièrement, la survie infantile. Les estimations présentées aux colonnes (1) à (3) se réfèrent au modèle de régression classique pour deux raisons. D'une part, les modèles de panel ne semblent pas opportuns, si l'on en juge par les différents tests affichés au tableau A3, en annexe. En particulier, les statistiques du Chi² de Lagrange sont largement inférieures à leur valeur théorique, une situation défavorable au modèle de panel à effets aléatoires à deux facteurs – provinces et période. D'autre part, quels que soient les paramètres incorporés dans le modèle, tous les tests de dépendance spatiale conduisent à rejeter l'existence d'auto-corrélation spatiale⁸⁶. Dans ces conditions, le modèle classique de régression, incorporant l'effet de la période sous la forme d'une variable binaire – *trend* –, prévaut. Dans ce contexte, la prise en considération du carré du taux d'urbanisation rend la variable inhérente au taux d'urbanisation non significative – colonne (2). De ce fait, le carré de cette dernière est exclu du modèle de régression classique (3). Ce dernier montre que le log de la survie infantile régionale – <1 an – est positivement lié au taux d'urbanisation régionale. L'élasticité calculée au point moyen du taux d'urbanisation est de 0,008. En d'autres termes, un doublement du taux d'urbanisation régionale implique un rehaussement de 0,8 pour cent du taux de survie infantile, toutes choses égales par ailleurs. De plus, on remarque que la survie infantile a augmenté entre 1994-95 et 1998, le coefficient du *trend* étant positif et statistiquement significatif. Ces résultats sont cohérents avec les informations affichées au tableau 4. Néanmoins, bien que la survie infantile soit supérieure dans les zones urbaines, comparativement au milieu rural, il faut souligner qu'entre les deux enquêtes prioritaires, elle a décliné à la fois dans les petites villes et la région de l'Ouest.

⁸⁶ Le test de normalité des erreurs n'est pas significatif dans le modèle (3), ce qui autorise l'utilisation des tests de dépendance spatiale fondés sur la normalité des erreurs – Lagrange, par exemple.

Tableau 5 : Coefficients de régression des déterminants de la survie des enfants – Burkina Faso 1992-93/1998-99

Modèle	Variable dépendante : log de la survie <1 an ⁶						Variable dépendante : log de la survie <5 ans ⁶					
	OLS		OLS		OLS		OLS		S. lag model ⁴		S. error model ⁴	
	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)	
Paramètre	β	t ¹	β	t ¹	β	t ¹	β	t ¹	β	t ¹	β	t ¹
Constante	-0,1873	-21,410*	-0,1854	-19,875**	-0,2327	-4,718*	-0,3397	-4,570*	-0,2077	-2,385*	-0,3814	-5,742*
Taux d'urbanisation ²	0,0006	2,091*	0,0001	0,1758	0,0008	2,777*	0,0014	2,599*	0,0013	2,878*	0,0014	3,063*
(Taux d'urbanisation) ²	-	-	0,0000	0,6375	-	-	-	-	-	-	-	-
Log Gini des actifs des ménages	-	-	-	-	-0,0293	-0,935	-0,0162	-0,245	-0,0258	-0,609	-0,0417	-1,017
Trend ³	0,0217	1,867**	0,0221	1,8911**	0,0242	2,024*	0,0195	1,096	-0,0208	-1,306	0,0222	1,405
ρ^8	-	-	-	-	-	-	-	-	0,5050	2,791*	-	-
λ_s^9	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,5571	3,179*
Log vraisemblance	-	-	-	-	-	-	-	-	82,59	-	82,85	-
R ² ajusté/Schwartz ⁵	0,093	-	0,083	-	0,091	-	0,098	-	-144,71	-	-149,33	-
F (sig)	4,02 (0,023)	-	2,79 (0,049)	-	2,96 (0,039)	-	3,15 (0,032)	-	-	-	-	-
Multicolinéarité	2,71	-	6,52	-	19,56	-	19,79	-	-	-	-	-
Normalité erreurs : Jarque-Bera	5,99 (0,049)	-	5,89 (0,052)	-	3,57 (0,167)	-	1,63 (0,441)	-	-	-	-	-
Hétéroscédasticité :	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Koenker-Bassett	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
White	1,85 (0,762)	-	4,28 (0,746)	-	10,39 (0,238)	-	9,36 (0,312)	-	-	-	-	-
Breusch-Pagan	2,31 (0,314)	-	2,77 (0,428)	-	5,73 (0,125)	-	1,81 (0,612)	-	2,51 (0,472)	-	2,43 (0,488)	-
Dépendance spatiale ⁷ :	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Moran I (error)	1,52 (0,128)	-	1,62 (0,103)	-	1,83 (0,066)	-	3,86 (0,000)	-	-	-	-	-
Lagrange (error)/LR-LM (error)	1,28 (0,257)	-	1,35 (0,243)	-	2,07 (0,149)	-	11,09 (0,000)	-	0,01 (0,920)	-	7,87 (0,005)	-
Kelejian-Robinson (error)	1,91 (0,592)	-	2,04 (0,728)	-	3,08 (0,543)	-	13,77 (0,008)	-	-	-	-	-
Lagrange (lag)/LM-LR (lag)	1,02 (0,649)	-	1,15 (0,283)	-	1,34 (0,246)	-	11,38 (0,000)	-	7,35 (0,007)	-	0,58 (0,445)	-
Robust LM (lag)	0,21 (0,649)	-	0,12 (0,726)	-	1,19 (0,275)	-	0,40 (0,526)	-	-	-	-	-
Lagrange (SARMA)	1,48 (0,475)	-	1,48 (0,476)	-	3,26 (0,195)	-	11,49 (0,003)	-	-	-	-	-
N	60	-	60	-	60	-	60	-	60	-	60	-

(1) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le test est le rapport entre le β et l'erreur type ; (2) Ratio de la population urbaine sur la population totale d'une province ; (3) Variable binaire : 1998 = 1 ; (4) Le modèle (4) est le modèle de régression classique avec sélection, tandis que les modèles (5) et (6) se réfèrent, respectivement, au modèle spatial avec retard – incorporation d'une variable dépendante spatialement retardée – et au modèle avec terme aléatoire spatialement dépendant ; (5) Critère de Schwartz pour correction du maximum de vraisemblance – le meilleur modèle est celui pour lequel la valeur est la plus faible ; (6) Le log du taux de la survie des enfants est calculé pour chacune des 30 régions ; (7) Voir les notes du tableau 1 pour la signification des tests de dépendance spatiale ; (8) ρ est le coefficient de WlogSE ; (9) λ_s est le coefficient de $W\epsilon_e$.

Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données des enquêtes EDS 1992-93 et 1998-99.

La figure 3 exprime la relation positive entre le log de la survie infantile et le taux d'urbanisation provinciaux.

Deuxièmement, en ce qui concerne la survie infanto-juvénile, le tableau A3 en annexe – colonne (6), par exemple – montre que le modèle de panel à effets aléatoires est également inopportun, puisque la statistique du Chi² de Lagrange conduit à rejeter l'hypothèse nulle de l'absence d'effets inobservés au seuil de 5 pour cent – 4,96 (0,08) – le test d'Hausman vérifie l'hypothèse de l'absence de corrélation entre les variables explicatives et l'effet non observé α_i – 0,12 (0,838). Par ailleurs, les tests affichés au tableau 5, colonne (4), mettent en évidence l'existence d'une auto-corrélation spatiale, et, a priori, la validité des modèles auto-régressif et avec erreurs spatiales. En effet, les statistiques de Moran et de Lagrange (error) s'élèvent, respectivement, à 3,86 (0,000) et à 11,09 (0,000), tandis la valeur du Lagrange (lag) est de 11,38 (0,000). Les modèles auto-régressif mixte (5) et avec erreurs spatiales (6), présentés au tableau 5, montrent que les coefficients de la variable dépendante spatialement retardée WlogSE et du terme aléatoire spatialement retardé, respectivement, ρ et λ_s , sont statistiquement significatifs. Néanmoins, on observe que la valeur du coefficient du taux d'urbanisation est relativement stable, quels que soient les modèles pris en compte. Ainsi, le log de la survie infanto-juvénile provinciale est également positivement et significativement lié au taux d'urbanisation provincial, ce dernier élevé au carré n'étant pas significatif⁸⁷. Dans ce cas, l'élasticité s'élève à 0,013 – modèle auto-régressif mixte – ou à 0,014 – modèle avec erreurs spatiales –⁸⁸, ce qui signifie que, toutes choses égales par ailleurs, un doublement du taux d'urbanisation provincial entraîne une élévation de 1,3 à 1,4 pour cent de la survie infanto-juvénile. On remarque également que l'inégalité des actifs des ménages ne semble pas influencer la survie des enfants, lorsque l'on contrôle par le taux d'urbanisation au niveau des différentes provinces⁸⁹.

La figure 2 exprime ce résultat, et indique la plus grande sensibilité de la survie infanto-juvénile, comparativement à la survie infantile – figure 3 –, lorsque le taux d'urbanisation régionale croît.

⁸⁷ Ce dernier résultat n'est pas affiché.

⁸⁸ Pour l'ensemble de l'échantillon, la moyenne des taux d'urbanisation des provinces est de 10,1 pour cent.

⁸⁹ Les résultats prévalent en utilisant les indicateurs d'inégalité d'Atkinson – $\rho=0,5$ – ou d'Entropie de Theil – valeurs de $\theta=0$, 1 ou 2.

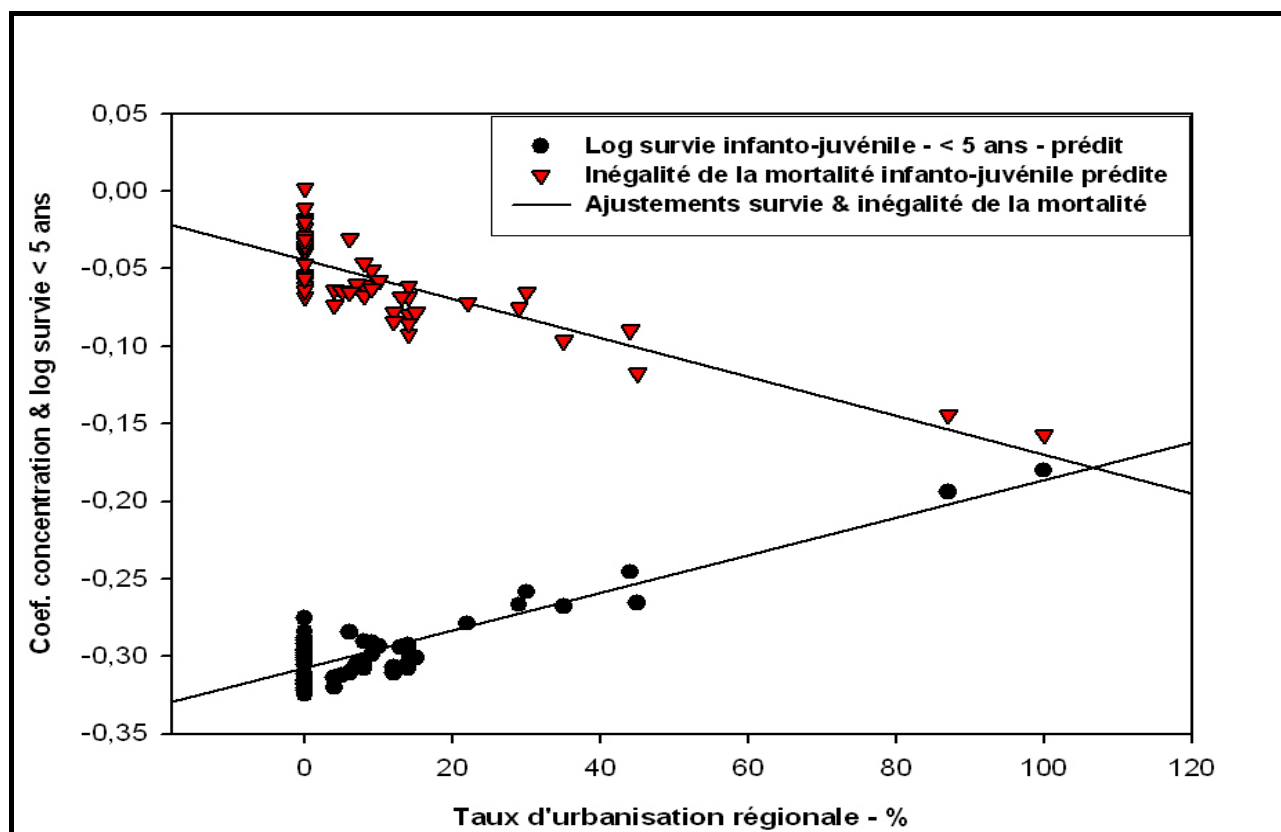


Figure 2 : Survie et inégalité de la mortalité infanto-juvénile prédites selon le taux d'urbanisation régionale – Burkina Faso 1994-95/1998

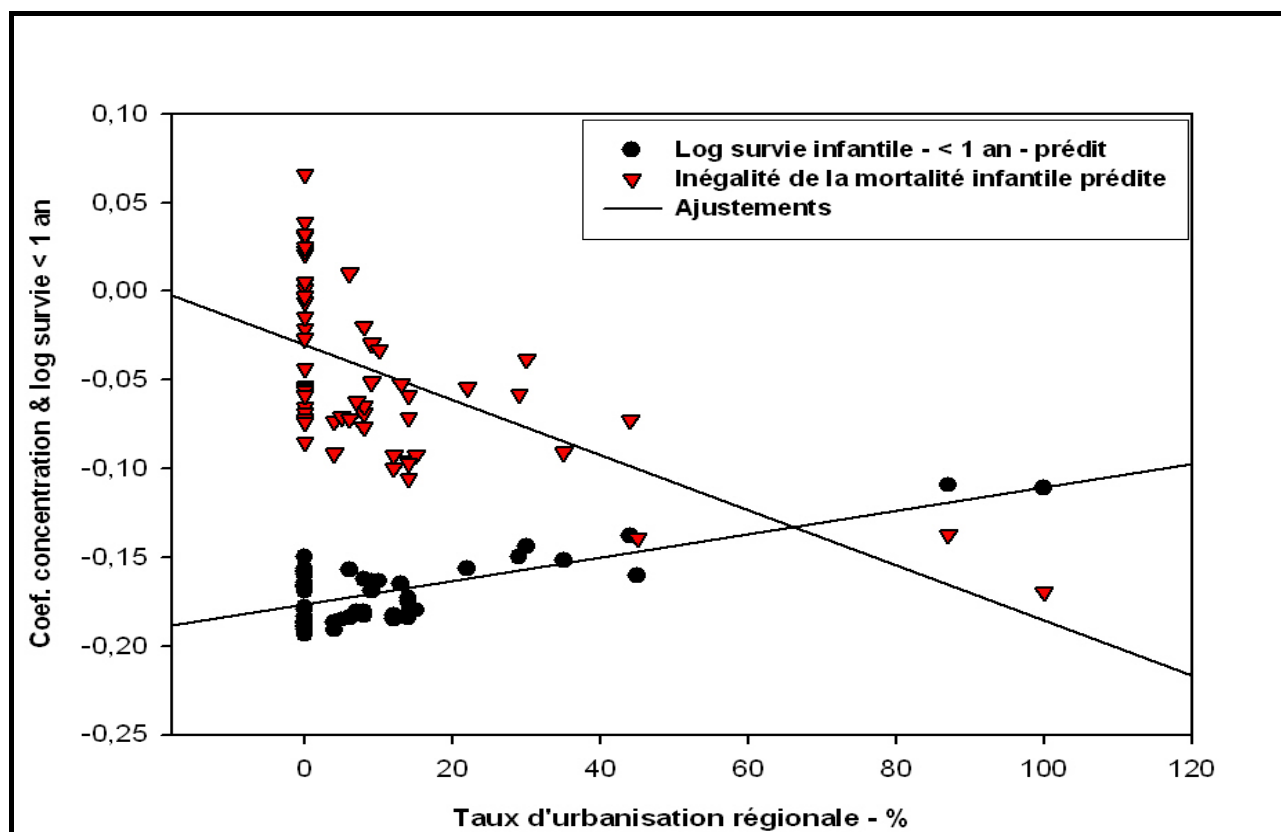


Figure 3 : Survie et inégalité de la mortalité infantile prédites selon le taux d'urbanisation régionale – Burkina Faso 1994-95/1998

B. Urbanisation et inégalité de la mortalité des enfants

Le tableau A3, en annexe, montre, comme précédemment, que les modèles de régression classique sont plus appropriés, tant en ce qui concerne l'inégalité de la mortalité infantile – colonnes (1) à (3) – que l'inégalité de la mortalité infanto-juvénile – colonnes (4) à (5). En outre, les tests de dépendance spatiale, affichés au tableau 6, ne confirment pas l'existence d'une auto-corrélation spatiale. Par exemple, le I de Moran est de 0,62 (0,532) et de 0,30 (0,763), respectivement, en ce qui concerne l'inégalité de la mortalité infantile et l'inégalité de la mortalité infanto-juvénile. De même, les statistiques de Lagrange (lag) s'élèvent à 0,22 (0,639) et 0,00 (0,985), respectivement pour ces deux types d'inégalité de mortalité des enfants. Il est à noter que l'hypothèse de normalité des erreurs est rejetée dans le cas des modèles se rapportant à l'inégalité de la mortalité infantile. Toutefois, les autres tests de dépendance spatiale – Kelejian-Robinson, par exemple – ne confirment pas la présence d'auto-corrélation spatiale⁹⁰.

Ainsi, tant en ce qui concerne l'inégalité de la mortalité infantile que celle de la mortalité infanto-juvénile, on observe une relation inverse entre l'indice de concentration provincial – généralement négatif, c'est-à-dire défavorable aux pauvres, comme l'indique le tableau 4 – et le taux d'urbanisation provincial⁹¹. En d'autres termes, toutes choses égales par ailleurs, la croissance de l'urbanisation au Burkina Faso s'accompagne d'une élévation des disparités en termes de capacités, en l'occurrence l'inégalité de la mortalité des enfants. Cette situation prévaut alors que l'urbanisation tend à réduire le *niveau* de la mortalité des enfants. Il est à remarquer que, pour la mortalité infantile, le coefficient du taux d'urbanisation n'est réellement significatif que lorsque l'on ne contrôle pas par l'inégalité des actifs des ménages. Ce résultat apparaît cohérent, compte tenu de la multicolinéarité qui prévaut pour le modèle (3), bien que la valeur de la statistique afférente soit inférieure au seuil acceptable de 20.

Dans ces conditions, l'élasticité de l'inégalité de la mortalité infanto-juvénile par rapport au taux d'urbanisation, évaluée au point moyen de ce dernier, est de 0,229, selon le modèle (4) – tableau 6. De ce fait, un doublement du taux d'urbanisation régionale induit, toutes choses étant égales par ailleurs, une élévation des disparités de la mortalité infanto-juvénile de 22,9 pour cent, c'est-à-dire une évolution plus défavorable pour les pauvres. En ce qui concerne l'inégalité de la mortalité infantile, le modèle (1) du tableau 6 génère une élasticité de 0,353, ce qui implique une sensibilité plus élevée de l'inégalité de cette dernière par rapport au taux d'urbanisation, comparativement à ce qui prévaut pour les disparités de mortalité infanto-juvénile. Un tel résultat semble cohérent avec le fait que l'inégalité du niveau de vie monétaire des ménages s'est accrue dans les zones urbaines au cours des années 1990. Soulignons que la véracité de cette observation n'est pas atténuée par le fait que le log de l'indice de Gini des actifs des ménages soit inversement relié au taux d'urbanisation. Le coefficient de cette variable n'est pas significatif au seuil de 5 pour cent⁹². Il est cependant intéressant de remarquer que les disparités de mortalité des enfants se sont quelque peu atténuées entre 1994-95 et 1998. En effet, le tableau 6 affiche des coefficients du trend significatifs et positifs, ce qui traduit une inégalité de la mortalité des enfants moins défavorable pour les pauvres. Ce résultat est cohérent avec les informations affichées au tableau 4.

Les figures 2 et 3 mettent nettement en évidence le *rehaussement des disparités* en matière de mortalité des enfants, consécutivement à l'urbanisation, et, en même temps, des *progrès du niveau* de la survie des enfants. Cette situation doit être rapprochée de l'urbanisation de la pauvreté monétaire, précédemment explicitée. Par conséquent, le transfert inter-sectoriel de population semble s'accompagner d'une élévation absolue et relative de la pauvreté monétaire urbaine, probablement à l'origine de disparités accrues des capacités, en l'occurrence de la mortalité des enfants, cette dernière devenant davantage « pro-pauvres ». Cette évolution, en partie liée aux difficultés accrues de mobiliser le capital humain et social, montre, indirectement, l'inefficacité des infrastructures publiques urbaines en matière de fourniture de services sociaux aux plus pauvres. En d'autres termes, il se pourrait que la difficulté de mobilisation des actifs par le marché – notamment, l'accès au marché du travail – ou hors du marché – capital social – ne puisse pas être contrebalancée par l'instauration de filets sociaux de sécurité. Une telle situation constitue un réel défi pour les responsables de la politique économique, dans la mesure où plus de la moitié de la population urbaine africaine est susceptible de résider dans les villes en 2030. Mais, il serait opportun de vérifier si les résultats mis en évidence par la présente recherche prévalent dans les autres pays africains.

⁹⁰ On notera aussi l'importance de la multicolinéarité inhérente à (3) et (6) au tableau 6.

⁹¹ Plus l'indice de concentration est négatif, plus il est défavorable aux pauvres. Puisque l'indice moyen de concentration est négatif, une élasticité positive indique une aggravation des disparités de la mortalité des enfants. Les figures 2 et 3 mettent bien en évidence l'augmentation de l'inégalité de la mortalité – valeurs négatives plus élevées – lorsque l'urbanisation régionale croît.

⁹² Il en est de même pour les indices d'Atkinson et d'Entropie de Theil.

Tableau 6 : Coefficients de régression des déterminants de l'inégalité de la mortalité des enfants – Burkina Faso 1992-93/1998-99

Modèle	Variable dépendante : inégalité de la mortalité infantile – coefficient de concentration ⁴ <1 an						Variable dépendante : inégalité de la mortalité infantile – coefficient de concentration ⁴ <5 ans					
	OLS		OLS		OLS		OLS		OLS		OLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Paramètre	β	t ¹	β	t ¹	β	t ¹	β	t ¹	β	t ¹	β	t ¹
Constante	-0,0594	-3,030*	-0,0529	-2,544*	-0,2462	-2,269*	-0,0557	-5,002*	-0,0546	-4,586*	-0,1560	-2,495*
Taux d'urbanisation ²	-0,0016	-2,294*	-0,0032	-1,716**	-0,0009	-1,156	-0,0013	-3,221*	-0,0015	-1,441	-0,0009	-2,046*
(Taux d'urbanisation) ²	-	-	0,0000	0,935	-	-	-	-	0,0000	0,281	-	-
Log Gini des actifs des ménages	-	-	-	-	-0,1206	-1,749**	-	-	-	-	-0,0649	-1,629**
Trend ³	0,0595	2,283*	0,0609	2,330	0,0695	2,650*	0,0224	1,513	0,0226	1,514	0,0279	1,860**
R ² ajusté	0,123		0,121		0,153		0,150		0,136		0,174	
F (sig)	5,12 (0,009)		3,70 (0,017)		4,56 (0,006)		6,22 (0,004)		4,11 (0,010)		5,15 (0,003)	
Multicolinéarité	2,71		6,52		19,56		2,71		6,52		19,79	
Normalité erreurs : Jarque-Bera	22,34 (0,000)		20,12 (0,000)		18,19 (0,000)		2,03 (0,361)		2,11 (0,348)		1,92 (0,381)	
Hétéroscédasticité :												
Koenker-Bassett	2,13 (0,343)		3,14 (0,369)		3,73 (0,292)		-		-		-	
White	3,14 (0,534)		3,59 (0,825)		16,93 (0,030)		1,67 (0,796)		6,54 (0,478)		11,09 (0,196)	
Breusch-Pagan	-		-		-		1,70 (0,426)		1,90 (0,593)		2,59 (0,458)	
Dépendance spatiale ⁵ :												
Moran I (error)	0,18 (0,857)		0,33 (0,743)		0,62 (0,532)		0,17 (0,867)		0,17 (0,865)		0,30 (0,763)	
Lagrange (error)	0,01 (0,913)		0,00 (0,998)		0,09 (0,755)		0,01 (0,903)		0,03 (0,873)		0,00 (0,993)	
Kelejian-Robinson (error)	1,46 (0,691)		1,09 (0,895)		4,50 (0,342)		1,46 (0,691)		1,44 (0,837)		2,41 (0,661)	
Lagrange (lag)	0,03 (0,875)		0,04 (0,842)		0,22 (0,639)		0,01 (0,912)		0,02 (0,883)		0,00 (0,985)	
Robust LM (lag)	1,34 (0,245)		0,57 (0,448)		0,44 (0,504)		0,00 (0,987)		0,00 (0,991)		0,00 (0,972)	
Lagrange (SARMA)	1,36 (0,506)		0,57 (0,750)		0,54 (0,762)		0,01 (0,992)		0,03 (0,987)		0,00 (0,999)	
N	60		60		60		60		60		60	

(1) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (2) Ratio de la population urbaine sur la population totale d'une province ; (3) Variable binaire : 1998 = 1 ; (4) Calculé sur des données continues et pour chacune des 30 régions ; (5) Voir les notes du tableau 1 pour la signification des tests de dépendance spatiale.

Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données des enquêtes EDS 1992-93 et 1998-99.

5. Conclusion

Fondé sur une approche spatio-temporelle, organisée en fonction, d'une part, des informations des enquêtes prioritaires – 1994-95 et 1998 –, et démographiques et de santé – 1992-93 et 1998-99 –, et, d'autre part, de la division administrative selon les 30 provinces, l'examen des conséquences de l'urbanisation en termes de pauvreté au Burkina Faso conduit à formuler plusieurs conclusions.

Premièrement, l'étude montre que le taux de croissance de l'incidence de la pauvreté urbaine provinciale relative excède de 14 pour cent celui du taux d'urbanisation régionale. Bien que les valeurs des élasticités diminuent avec l'élévation du coefficient d'aversion pour la pauvreté, elles demeurent supérieures à l'unité. A cet égard, la difficulté croissante d'accéder au marché du travail, la précarité accrue des emplois urbains et l'affaiblissement progressif de la mobilisation du capital social – en particulier des transferts externes –, pourraient expliquer l'augmentation absolue et relative des privations monétaires en milieu urbain.

Deuxièmement, alors que l'urbanisation s'accompagne de progrès en matière de capacités, elle est susceptible, en même temps, d'accentuer les inégalités relatives à ces dernières. Ainsi, en utilisant la mortalité des enfants comme exemple d'indicateur des capacités des ménages, la recherche montre à la fois une progression du niveau de la survie des enfants avec l'urbanisation, et une élévation de l'inégalité de la mortalité infantile et infanto-juvénile. Cette évolution, cohérente avec l'augmentation de l'inégalité des dépenses monétaires dans les villes, met, indirectement, en évidence l'impuissance des pouvoirs publics à contrebalancer l'insuffisante mobilisation des actifs par le marché ou les institutions sociales, par l'instauration de filets sociaux de sécurité.

Troisièmement, bien que le Burkina Faso demeure un pays sahélien, largement rural, et qu'en 2030, un tiers seulement de la population soit susceptible de vivre en milieu urbain, les tendances précédentes relatives à la pauvreté et aux capacités questionnent inévitablement les responsables de la politique économique. Si cette évolution était confirmée – y compris dans d'autres pays en développement –, cela pourrait signifier, qu'à long terme, la réallocation sectorielle de la pauvreté, inhérente aux changements structurels et aux mouvements de population qui l'accompagnent, constitue de nouveaux défis des stratégies de développement.

Références bibliographiques

- Adelman, I., Robinson, S. 1989. « Income Distribution in Development », in Chenery, H., Srinivasan, T.N. (Eds), *Handbook of Development Economics*, vol. 2, Amsterdam, North-Holland.
- Anand, S., Kanbur, R. 1985. « Poverty under the Kuznets Process », *The Economic Journal*, n°95, pp. 42-50.
- Anselin, L. 1988. *Spatial Econometrics: Methodes and Models*, Dordrecht, Kluwer Academic.
- Anselin, L., Bera, A., Florax, R., Yoon, M.J. 1996. « Simple Diagnostic Test for Spatial Dependence », *Regional Science and urban Economics*, vol. 26, pp. 77-104.
- Anselin, L., Bera, A. 1997. « Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction of Spatial Econometrics », in Ullah, A., Giles, D. Eds, *Handbook of Applied Economics Statistics*, New York, Marcel Dekker.
- Banque mondiale. 2001. *World Development Indicators 2001*, Washington, Banque mondiale.
- Brockerhoff M., Hewett, P. 2000. « Inequality of Child Mortality among Ethnic Groups in Subsaharan Africa », *Bulletin of the World Health Organization*, vol. 78, n°1, pp.30-41.
- Cherel-Robson, M., Baulch, B. 1999. *Growth, Inequality and Poverty in Mauritania, 1987-1996*, Brighton, miméo, Paper for « Poverty dynamics in Africa », Institute of Development Studies.
- Cour, J.M. 2001. « The Sahel in West Africa: Countries in Transition to a Full Market Economy », *Global Environmental Change*, n°11, pp. 31-47.
- Drakakis-Smith, D., Dixon, C. 1997. « Sustainable Urbanization in Vietnam », *Geoforum*, vol. 28, n°1, pp. 21-38.
- Greene, W.H. 2000. *Econometric Analysis*, New York, Prentice Hall International, Inc.
- Haddad, L., Ruel, M.T., Garret, J.L. 1999. « Some Urban Facts of Life: Implications for Research and Policy », *World Development*, vol. 27, n°11, pp. 1917-1938.
- Haddad, L., Ruel, M.T., Garret, J.L. 1999. « Are Urban Poverty and Undernutrition Growing? Some Newly Assembled Evidence », *World Development*, vol. 27, n°11, pp. 1891-1904.
- Harris, J.P., Todaro, M. 1970. « Migration, Unemployment and Development: a Two Sector Analysis », *American Economic Review*, n°60, pp. 126-142.
- Institut national de la statistique et de la démographie 1994b. *Enquête démographique et de santé 1993*, Ouagadougou, Juin, Institut national de la statistique et de la démographie.
- . 1996a. *Analyse des résultats de l'enquête prioritaire sur les conditions de vie des ménages*, Ouagadougou, février, Institut national de la statistique et de la démographie.
- . 1996b. *Le profil de pauvreté au Burkina Faso*, Ouagadougou, février, Institut national de la statistique et de la démographie.
- . 2000, *Rapport sur l'enquête démographique et de santé 1998-1999*, Ouagadougou, Burkina Faso.
- Kakwani, N., Wagstaff, A., van Doorslaer, E. 1997. « Socioeconomic Inequalities in Health: Measurement, Computation, and Statistical Inference », *Journal of Econometrics*, vol. 77, pp.87-103.
- Kakwani, N. 1990. *Testing for Significance of Poverty Differences, with Application to Côte d'Ivoire*, Washington, Lsms working papers n°62, Banque mondiale.
- Lachaud, J.-P. 1994b. *The Labour Market in Africa*, Research series 102, Genève, Institut international d'études sociales.
- 1997. *Pauvreté, vulnérabilité et marché du travail au Burkina Faso*, Bordeaux, série de recherche n°2, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.

- . 1999. « Envois de fonds, inégalité et pauvreté au Burkina Faso », *Revue Tiers Monde*, n°160, octobre décembre, pp. 793-827.
- . 2001a. *La dynamique de pauvreté au Burkina Faso : éléments d'analyse*, Ouagadougou, Programme des nations unies pour le développement.
- . 2001b. *Les déterminants de l'évolution de la survie des enfants et la pauvreté au Burkina Faso : une approche micro-économétrique*, Pessac, document de travail 60, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- . 2002. *Pauvreté monétaire et privations des capacités en Afrique. Contribution à l'analyse des interactions*, Bordeaux, série de recherche n°6, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- LeSage, J.-P. 1998. *Spatial Econometrics*, Toledo, University of Toledo.
- Lewis, W.A. 1954. « Economic Development with Unlimited Supply Labour », *Manchester School of Economic and Social Studies*, vol. 22, pp. 139-191.
- Li, H., Squire, L., Zou, H. 1998. « Explaining International and Intertemporal Variations in Income Inequality », *The Economic Journal*, n°108, pp. 26-43.
- Lipton, M., Ravallion, M. 1995. « Poverty and Policy », in Behrman, J., Srinivasan, T.N. (Eds), *Handbook of Development Economics*, vol. 3, Amsterdam, North-Holland.
- Ministère de l'économie et des finances 2000. *Poverty Reduction Strategy Paper*, Ouagadougou, 25 mai, Ministère de l'économie et des finances.
- Ministère de l'économie et des finances-Fmi 2001b. *Mémoire de politique économique et financière pour 2000*, Ouagadougou, Ministère de l'économie et des finances.
- Naylor, R., L., Falcon, W., P. 1995. « Is the Locus of Poverty Changing? », *Food Policy*, vol. 20, n°6, pp.501-518.
- Organisation mondiale de la santé 1999. *The World Health Report 1999: Making a Difference*, Genève, Organisation mondiale de la santé.
- Pnud 2000b. *Rapport sur le développement humain durable 2000*, Ouagadougou, Burkina Faso, Pnud.
- . 2001. *Rapport sur le développement humain 2001. Making New Technologies Work for Human Development*, New York, Oxford University press.
- Ravallion, M., Datt, G. 1996. « How Important to India's Poor Is the Sectoral Composition of Economic Growth? », *The World Bank Economic Review*, vol. 10, n°1, pp. 1-25.
- Ravallion, M. 2002. « On the Urbanization of Poverty? », *Journal of Development Economics*, article in press.
- Schultz, T., W. 1964. *Transforming Traditional Agriculture*, New Haven, Yale University Press.
- Sen, A. 1985. *Commodities and Capabilities*. Amsterdam, North-Holland.
- . 1992. *Inequality Reexamined*. Oxford, Clarendon Press.
- . 1998. « Mortality as an Indicator of Success or Failure », *Economic Journal*, vol. 108, pp.1-25.
- Stark, O. 1991. *The Migration of Labour*, Cambridge, Basil Blackwell.
- UN Population Division 2002. *World Urbanization Prospects. The 2001 Revision*, New York, UN.
- Wagstaff, A. 2000. « Socioeconomic Inequalities in Child Mortality: Comparisons across nine Developing Countries », *Bulletin of the World Health Organisation*, vol. 78, n°1, pp.19-29.
- Wooldridge, J.M. 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, London, The MIT Press.

Annexes

Tableau A1 : Coefficients de régression des déterminants de la l'intensité – P1 – et de l'inégalité – P2 – de la pauvreté urbaine relative – Burkina Faso 1994–95/1998¹

Modèle	Paramètre	OLS ³		Spatial lag model ³		Spatial error model ³		MLE – sélection		Tobit – sélection							
		(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)		(7)		(8)	
		β	t ²	β	t ²	β	t ²	β	t ²	β	t ²	β	t ²	β	t ²	β	t ²
P1	Constante	-	-	-	-	-	-	-	-	1,3756	0,281	-	-	1,8163	0,772	-	-
	Log taux d'urbanisation ⁴	1,0223	7,181*	0,9212	4,185*	1,0343	8,156*	1,0776	4,487*	0,8808	0,249	1,8067	1,931**	0,5531	0,740	1,0828	4,200*
	(Log taux d'urbanisation) ²	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,0551	-0,080	-0,2008	-0,730	-	-	-	-
	Trend ⁵	0,1188	0,289	0,1097	0,281	0,1251	0,320	0,1833	0,397	0,0625	0,141	0,0366	0,084	0,0755	0,172	0,1769	0,367
	Lambda ⁸	0,9141	1,867**	0,7150	1,271	0,8859	2,018*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Lambdas ⁹	-	-	-	-	-0,2004	-0,754	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	W logPR _{it}	-	-	0,1222	0,554	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	σ	-	-	-	-	-	-	1,2485	-	1,1680	-	1,1723	-	1,1683	-	1,2966	-
	ρ	-	-	-	-	-	-	0,4682	-	-0,0686	-	0,0051	-	-0,0698	-	0,4078	-
	Log vraisemblance	-	-	-52,58	-	-52,51	-	-89,58	-	-89,71	-	-89,83	-	-89,72	-	-91,19	-
	Chi ² (sig)/Schwarz ¹¹	-	-	119,22	-	115,61	-	-	-	211,49 (0,000)	-	-	-	211,46 (0,000)	-	-	-
	R ² ajusté	0,202	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	F (sig) ⁶	82,19 (0,000)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Wald - $\beta_1 = \beta_3 = 0$ - (sig)	-	-	-	-	-	-	5,14 (0,077) ¹⁰	-	5,15 (0,076)	-	-	-	-	-	-	-
	Multicolinéarité	3,44	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Normalité erreurs : J-B	4,92 (0,085)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Hétéroscédasticité :	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Koenker-Bassett	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	White	12,27 (0,139)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Breusch-Pagan	6,23 (0,100)	-	6,65 (0,090)	-	5,67 (0,128)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Dépendance spatiale :	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Moran I (error) ⁶	-0,18 (0,857)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Lagrange (error) ⁶ /LM (er.)	0,26 (0,612)	-	1,78 (0,181)	-	0,39 (0,533)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Kelejian-Robinson (error) ⁶	0,82 (0,843)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Lagrange (lag) ⁷ /LR (lag)	0,27 (0,605)	-	0,30 (0,582)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Robust LM (lag) ⁷	2,36 (0,124)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Lagrange (SARMA) ⁸	2,62 (0,270)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Wald (facteur commun)	-	-	-	-	3,62 (0,305)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
P2	Constante	-	-	-	-	-	-	-	-	1,1511	0,210	-	-	1,4163	0,533	-	-
	Log taux d'urbanisation ⁴	0,9992	5,788*	1,0174	4,196*	1,0220	7,078*	1,0322	3,153*	0,8189	0,207	1,5937	1,439	0,6222	0,728	1,0313	3,329**
	(Log taux d'urbanisation) ²	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,0330	-0,043	-0,1549	-0,468	-	-	-	-
	Trend ⁵	0,1954	0,391	0,1967	0,412	0,1940	0,418	0,2328	0,396	0,0785	0,152	0,0582	0,112	0,0861	0,166	0,1637	0,298
	Lambda ⁸	0,5802	0,977	0,6144	0,948	0,5286	1,056	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Lambdas ⁹	-	-	-	-	-0,3539	-1,377	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	W logPR _{it}	-	-	-0,0230	-0,101	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	σ	-	-	-	-	-	-	1,4216	-	1,3397	-	1,3453	-	1,3394	-	1,4195	-
	ρ	-	-	-	-	-	-	0,2695	-	-0,0308	-	0,0210	-	-0,0316	-	0,3186	-
	Log vraisemblance	-	-	-59,29	-	-58,66	-	-95,73	-	-93,95	-	-93,54	-	-93,48	-	-94,16	-
	Chi ² (sig)/Schwarz ¹¹	-	-	131,62	-	127,90	-	-	-	192,60 (0,000)	-	-	-	192,59 (0,000)	-	-	-
	R ² ajusté	0,132	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	F (sig) ⁶	48,86 (0,000)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Wald - $\beta_1 = \beta_3 = 0$ - (sig)	-	-	-	-	-	-	5,13 (0,077) ¹⁰	-	5,33 (0,069)	-	-	-	-	-	-	-
	Multicolinéarité	3,44	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Normalité erreurs : J-B	4,89 (0,086)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Hétéroscédasticité :	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Koenker-Bassett	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	White	22,84 (0,003)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Breusch-Pagan	9,72 (0,021)	-	9,60 (0,022)	-	8,36 (0,039)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Dépendance spatiale :	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Moran I (error) ⁶	-0,58 (0,562)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Lagrange (error) ⁶ /LM (er.)	0,76 (0,384)	-	2,59 (0,107)	-	1,19 (0,272)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Kelejian-Robinson (error) ⁶	2,07 (0,558)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Lagrange (lag) ⁷ /LR (lag)	0,01 (0,936)	-	0,01 (0,928)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Robust LM (lag) ⁷	1,70 (0,292)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Lagrange (SARMA)	2,46 (0,292)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Wald (facteur commun)	-	-	-	-	2,66 (0,447)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
N		34		34		34		34		34		34		34		34	

(1) La variable dépendante est le log de la pauvreté urbaine relative – rapport entre la pauvreté urbaine et la pauvreté totale au sein d'une province ; (2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) Le modèle (1) est le modèle de régression classique avec sélection, tandis que les modèles (2) et (3) se réfèrent, respectivement, au modèle spatial avec retard – incorporation d'une variable dépendante spatialement retardée – et au modèle avec terme aléatoire spatialement dépendant ; (4) Ratio de la population urbaine sur la population totale d'une région ; (5) Variable binaire : 1998 = 1 ; (6) Test de dépendance spatiale avec erreur ; (7) Test de dépendance spatiale avec variable dépendante retardée ; (8) Lambda de Mills ; (9) Coefficient du terme aléatoire du modèle avec terme aléatoire spatialement dépendant ; (10) Modèle estimé avec la constante et le carré du log du taux d'urbanisation ; (11) Critère de Schwarz pour correction du maximum de vraisemblance – le meilleur modèle est celui pour lequel la valeur est la plus faible.

Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994-95 et 1998.

Tableau A2 : Coefficients de régression des modèles de panel des déterminants de la pauvreté urbaine relative – Burkina Faso 1994–95/1998¹

Modèle	Incidence – P0				Intensité – P1				Inégalité – P2			
	OLS/GLS – sélection ³				OLS/GLS – sélection ³				OLS/GLS – sélection ³			
	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)	
Paramètre	β	t ²	β	t ²	β	t ²	β	t ²	β	t ²	β	t ²
Constante	1,8990	1,242	1,9501	1,620	1,1217	0,412	1,5514	0,887	0,3912	0,096	1,2538	0,536
Log taux d'urbanisation ⁴	0,4034	0,793	0,4887	1,421	0,5996	0,662	0,6169	1,252	0,7245	0,533	0,6875	1,050
Lambda ⁵	0,8363	0,729	0,2155	0,265	0,9713	0,476	0,0627	0,055	1,2866	0,420	-0,0695	-0,046
R ² ajusté	0,680		0,095		0,200		0,113		-0,181		0,109	
F (sig) ⁶	4,36 (0,007)		-		1,39 (0,290)		-		0,78 (0,701)		-	
Breusch-Pagan Lagrange (sig) ⁷	-		1,39 (0,498)		-		1,03 (0,596)		-		1,18 (0,555)	
Hausman (sig) ⁸	-		0,60 (0,739)		-		0,29 (0,866)		-		0,26 (0,878)	
N	34		34		34		34		34		34	

(1) La variable dépendante est le log de la pauvreté urbaine relative – rapport entre la pauvreté urbaine et la pauvreté totale au sein d'une province ; (2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur type ; (3) Le modèle (1) est le modèle à effets fixes, tandis que (2) est le modèle à effets aléatoires. Les deux modèles sont à deux facteurs – effets de groupes et de périodes – d'où l'estimation par OLS pour le modèle à effets fixes, et GLS pour le modèle à effets aléatoires ; (4) Ratio de la population urbaine sur la population totale d'une région ; (5) Lambda de Mills ; (6) Test de signification des effets des groupes : test de l'hypothèse que tous les termes constants sont égaux. Sous l'hypothèse nulle, l'estimateur efficient se réfère au modèle avec contrainte – pooled model avec seulement un seul terme constant – et non au modèle sans contrainte ; (7) Test des modèles à effets fixes ou aléatoires par rapport au modèle de régression classique ; (8) Test du modèle à effets fixes par rapport au modèle à effets aléatoires.

Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données des enquêtes prioritaires 1994-95 et 1998.

Tableau A3 : Tests des régressions des modèles de panel des déterminants de la survie et de l'inégalité de la mortalité des enfants – Burkina Faso 1992-93/1998-99

Modèle	Variable dépendante : log de la survie <1 an ¹			Variable dépendante : log de la survie <5 ans ¹		
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
Test						
F (sig) ³	1,28 (0,258)	1,22 (0,300)	1,23 (0,296)	2,34 (0,013)	2,25 (0,017)	2,34 (0,013)
Breusch-Pagan Lagrange (sig) ⁴	0,64 (0,726)	0,72 (0,698)	0,97 (0,614)	4,96 (0,083)	4,93 (0,084)	4,96 (0,083)
Hausman (sig) ⁵	0,05 (0,826)	0,07 (0,967)	0,20 (0,905)	0,16 (0,689)	0,24 (0,886)	0,12 (0,939)
N	60	60	60	60	60	60
Modèle	Variable dépendante : inégalité de la mortalité infantile – coefficient de concentration ⁷ <1 an ¹			Variable dépendante : inégalité de la mortalité infantile – coefficient de concentration ⁷ <5 ans ¹		
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
Test						
F (sig) ³	0,99 (0,506)	0,98 (0,526)	1,03 (0,474)	0,96 (0,544)	0,99 (0,509)	1,03 (0,466)
Breusch-Pagan Lagrange (sig) ⁴	2,93 (0,230)	3,34 (0,188)	5,58 (0,061)	0,21 (0,898)	0,19 (0,909)	0,56 (0,756)
Hausman (sig) ⁵	0,54 (4,610)	0,46 (0,793)	0,33 (0,848)	0,95 (0,329)	1,77 (0,412)	1,28 (0,528)
N	60	60	60	60	60	60

(1) [1] et [4] : variables indépendantes : constante, taux d'urbanisation et période ; [2] et [5] : variables indépendantes : constante, taux d'urbanisation, taux d'urbanisation au carré et période ; [3] et [6] : variables indépendantes : constante, taux d'urbanisation, log de Gini des actifs des ménages et période ; (2) Calculé sur des données continues ; (3) GLS = test de signification des effets des groupes : test de l'hypothèse que tous les termes constants sont égaux. Sous l'hypothèse nulle, l'estimateur efficient se réfère au modèle avec contrainte – « pooled model » – et non au modèle sans contrainte ; OLS = test $\beta_2 = \dots = \beta_k = 0$. (4) Test des modèles à effets fixes ou aléatoires par rapport au modèle de régression classique ; (5) Test du modèle à effets fixes par rapport au modèle à effets aléatoires.

Source : A partir des bases de données des enquêtes EDS 1992-93 et 1998-99.